ZA-Information 33

November 1993

Dieses Dokument wurde von einer gedruckten Vorlage eingescannt und mit einer OCR-Software weitgehend automatisch bearbeitet. Kleinere Übertragungsfehler sind daher möglich.

**Zentralarchiv für
Empirische Sozialforschung
an der Universität zu Köln**

ZA ist Mitglied
der Gesellschaft
Sozialwissenschaftlicher
Infrastruktureinrichtungen
(GESIS) e.V.

ZA-Information

33 November
1993

Herausgeber:
Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung
Universität zu Köln
Das Zentralarchiv ist Mitglied der GESIS

Direktor: Prof. Dr. E. K. Scheuch
Geschäftsführer: E. Mochmann

Postanschrift:
Postfach 410 960
50869 Köln

Hausanschrift:
Bachemer Straße 40
50931 Köln

Telefon:

Zentrale	0221 / 4 76 94 - 0
Telefax	- 44
Redaktion	- 50

Redaktion:
Franz Bauske

ISSN: 0723-5607
© Zentralarchiv

Die ZA-INFORMATION erscheint jeweils im Mai und November eines Jahres.
Sie wird kostenlos an Interessenten und Benutzer des Zentralarchivs abgegeben.

Inhaltsverzeichnis

Mitteilungen der Redaktion 5

Zum Gedenken an ***Rudolf Wildenmann***
von ***Erwin K. Scheuch*** 6

Berichte aus dem Archiv

Weltanschauungen im Wandel: Tagungsankündigung und Call for Papers 7

Neuauflage des Datenbestandsverzeichnisses 8

Jugend '92: Neue Shell-Studie im Zentralarchiv 9

Euro-Barometer 1973 - 1993:
20 Jahre "Dauerbeobachtung" der öffentlichen Meinung in Europa 13
von ***Meinhard Moschner*** 17

ZA-Konferenz zur wissenschaftlichen Nutzung der Euro-Barometer 18

Entwicklung von Standards für die Dokumentation auf Variablenebene
Bericht über das CESSDA Expertenseminar 1993
von ***Rolf Uher*** 18

ISSP-News 21

Forschungsberichte

Lassen sich ordinale Daten mit linearen Strukturgleichungsmodellen analysieren?
von ***Steffen Kühnel*** 29

Log-multiplikative Modelle zur Bestimmung der Assoziation zwischen qualitativen Variablen mit inkonsistent geordneten Kategorien 52
von ***Roland Däumer*** 52

Das Universitätsranking im SPIEGEL der latenten Klassenanalyse 75
von ***Christian Tarnai, Holger Grimm, Dirk John*** und ***Rainer Watermann*** 75

Wissenschaftliches Arbeiten unter einer grafischen Oberfläche 94
von ***Klaus Manhart*** 94

Berichte

Technik und Arbeitsorganisation im Maschinenbau - Neue Informationstechnologien und flexible Arbeitssysteme (NIFA-Panel)
von ***Wolfgang Rogalski*** und ***Peter Hauptmanns*** 115

Die Verarbeitung von Längsschnittdaten - Anmerkungen aus der Praxis am Beispiel des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP)
von ***Peter Krause, Rainer Pischner*** und ***Gert Wagner*** 128

Ankündigungen und Mitteilungen

Use of PSID data for comparative social policy research
Workshop about PSID in cooperation between Centre for Social Policy Research, Bremen and Zentralarchiv 138

XVI. Weltkongreß der Politologen vom 21. -25. August 1994 in Berlin

Kongreßhinweis und Call for Papers 139

Mensch Gesellschaft! VIII. Tagung für Angewandte Soziologie 141

Buchhinweise und Buchbesprechungen 142
Petra Hartmann: Sozialwissenschaftliche Datenverarbeitung
Eine praxisorientierte Einführung in die Arbeit mit SPSS/PC+, DATA ENTRY und SAS/PC 142
Reinhard Wittenberg: Datenanalyse mit BMDP 143
Handbuch für computerunterstützte Datenanalyse, Band 5 143
Weiterbildung in statistischer Datenanalyse beim ICPSR Summer Program 1994 144

In memoriam ***René König:*** Für eine Soziologie in moralischer Absicht
von ***Rolf Ziegler*** 145

Faktorenanalyse kategorialer Daten 156
23. Frühjahrsseminar des Zentralarchivs für Empirische Sozialforschung
vom 21. Februar bis 11. März 1994 156

Bei Beiträgen, die nicht von Mitarbeitern des Zentralarchivs verfaßt wurden, ist die Anschrift des Autors beim jeweiligen Artikel angegeben.

Die Inhalte der Beiträge entsprechen der Meinung der Autoren und geben nicht unbedingt in jedem Punkt die Ansicht der Redaktion wieder.

Mitteilungen der Redaktion

Die Leitung des Archivs steht vor einem Wechsel. ***Erwin K. Scheuch,*** seit Gründung des Zentralarchivs Direktor dieses Hauses, wurde Mitte des Jahres emeritiert. Die Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität zu Köln hat nun Prof. Dr. ***Wolfgang Jagodzinski*** als Nachfolger benannt. Die rechtskräftige Bestellung durch die GESIS ist Tagesordnungspunkt der nächsten Kuratoriumssitzung Ende November. Sie überschneidet sich mit dem Herausgabetermin dieses Heftes. ***Erwin K. Scheuch*** bleibt mit dem Zentralarchiv weiterhin als Vorsitzender des Trägervereins, der KGS (Kölner Gesellschaft für Sozialforschung), verbunden.

In den Forschungsberichten haben wir diesmal drei Beiträge, bei denen es u.a. um das Meßniveau sozialwissenschaftlicher Daten geht. In der Arbeit von ***Tarnai et al,*** die sich inhaltlich mit der Problematik des Spiegel-Universitätsrankings des Jahres 1989 beschäftigt, wird gezeigt, wie mit einer latenten Klassenanalyse Informationen über das Meßniveau der Daten empirisch gefunden werden können. Die Arbeit von ***Roland Däumer*** erläutert die Analyse von Variablen mit teilweise geordneten Kategorien mit Hilfe von log-multiplikativen Modellen. Im Beitrag von ***Steffen Kühnel*** wird die Anwendbarkeit von linearen Strukturgleichungsmodellen bei ordinalen Daten thematisiert.

Das Sozioökonomische Panel (SOEP) stellt Sozialforsehern Daten zur sozial- und wirtschaftswissenschaftlichen Grundlagenforschung für die weitere Analyse zur Verfügung. Die Probleme bei der Organisation von periodisch fortzuschreibenden Datensätzen werden in dem Beitrag von ***Peter Krause et al.*** angesprochen. Was die Komplexität der Datenstruktur betrifft, ist ein anderes Panel in einer ähnlichen Situation. ***Wolfgang Rogalski et al.*** berichten über eine Panelstudie, die sich mit der Entwicklung der Technik und der Arbeitsorganisation im deutschen Maschinenbau befaßt.

Seit dem 13.7.1993 ist das Zentralarchiv mit vollem Leistungsumfang (SMTP, FTP, TELNET etc.) in das INTERNET angeschlossen. Die Netzwerkadresse lautet: IBM.ZA.UNI-KOELN.DE (134.95.44.4).

Wir kündigen drei Tagungen im Zentralarchiv mit den Themen Eurobarometer, Religion und Panelstudien an. Das Frühjahrsseminar hat die Faktorenanalyse kategorialer Daten zum Inhalt.

Kurz vor Drucklegung haben wir ***Rolf Zieglers*** Gedenkrede auf ***René König*** erhalten. Wir ducken sie mit freundlicher Genehmigung des Rektors unserer Universität.

Franz Bauske

Zum Gedenken an Rudolf Wildenmann

von Erwin K. Scheuch

Mit ***Rudolf Wildenmann*** ist einer der Gründerväter der empirischen Sozialforschung als einer Institution verstorben. Empirische Sozialforschung gab es selbstverständlich auch in Deutschland viel früher, mindestens bereits um die Jahrhundertwende, aber es mißlang wiederholt, sie als einen kontinuierlichen Teil der Sozialwissenschaften zu institutionalisieren.[1] Erst Ende der fünfziger Jahre fand sich dann eine Reihe der damaligen Jungtürken zusammen, um die empirische Forschung zu einer Selbstverständlichkeit in den Sozialwissenschaften zu machen.

In Köln wurde mit ***Rudolf Wildenmann*** als Assistent von ***Ferdinand Hermann, Erwin Scheuch*** als Assistent von ***René König*** und ***Gerhard Baumert*** als Direktor des Umfrageinstitutes DIVO die empirische Erforschung politischer Prozesse das Vehikel zur Umsetzung des Programms. Die Kölner Wahlstudie von 1961 macht dann ***Rudolf Wildenmann*** allgemein bekannt. Dabei wurde allerdings nur unvollkommen rezipiert, daß es sich bei dieser ambitioniertesten aller Wahlstudien überhaupt nicht nur um eine Untersuchung des Wählerverhaltens handelte. Vielmehr wurde in der Kölner Wahlstudie das politische System thematisiert: Das Wirkungsgeflecht von Parteien, Parlamenten, Massenmedien und Wählern.

Empirische Sozialforschung war für ***Wildenmann*** nicht nur Umfrageforschung, sondern auch Analyse der Institutionen und ihres Zusammenspiels. Eine frühe und bedeutende Arbeit behandelte das Spannungsverhältnis von Partei und Fraktionen auf der Grundlage empirischer Daten. Auf Initiative von ***Wildenmann*** geht die bisher größte Untersuchung von Führungsgruppen in Deutschland zurück - eine Untersuchung, die bisher noch zweimal wiederholt wurde.

Empirische Sozialforschung muß die Situation, als Momentaufnahme Schnappschüsse gesellschaftlicher Sachverhalte zu liefern, überwinden, muß zu einer kontinuierlichen Bestandsaufnahme werden. Als ***Wildenmann*** 1968 in den Senat der Deutschen Forschungsgemeinschaft gewählt wurde, sah er die Gelegenheit, mit ZUMA eine Hilfseinrichtung der Forschung zu gründen, die Kontinuität in der Sozialforschung fördert und methodisches Wissen kumulativ werden läßt. Allerdings war die Lösung noch unvollkommen, die Finanzierung nur periodisch gesichert.

Nach langem Bemühen gelang dann die Föderation von ZA, IZ und ZUMA 1987 zum GESIS-Verbund. Als Institut der Blauen Liste mit inzwischen 135 Stellen und einem Finanzvolumen von DM 20 Mio. verfügt damit die empirische Sozialforschung über einen Verbund von Service-Einrichtungen, der international einmalig ist. Ohne Mithilfe von ***Wildenmann*** gäbe es GESIS nicht.

Nach kurzer Krankheit ist ***Rudolf Wildenmann*** am 14. Juli 1993 im Alter von 72 Jahren verstorben. Bis zuletzt blieb er voller Schaffensdrang, trieb ihn die wissenschaftliche Neugier. Die dritte Wiederholung seiner Elitestudie war in Vorbereitung. In GESIS leben seine Ideen und Initiativen weiter.

1 Im Rahmen des Vereins für Sozialpolitik hatte sich *Max Weber* ohne bleibenden Erfolg um die Jahrhundertwende um ein kontinuierliches Programm zur Beobachtung der Integration der aus agrarischen Strukturen kommenden Arbeitskräfte in die Arbeitswelt der Industrie bemüht. 1910 schlug wiederum *Max Weber* auf dem 1. Deutschen Soziologentag ein Forschungsprogramm der soeben gegründeten Deutschen Gesellschaft mit den Schwerpunkten Massenmedien und Vereinswesen vor; das blieb gänzlich folgenlos.

Weltanschauungen im Wandel

Religiöser Pluralismus oder Ende der Religion?

Tagungsankündigung und Call for Papers

Die jüngste Vergangenheit war in vieler Hinsicht durch außergewöhnlichen sozialen Wandel geprägt. Nicht nur der Niedergang des Sozialismus hat in vielen Ländern zu kaum antizipierten Umbrüchen geführt, sondern auch in westlichen Industriegesellschaften wird immer häufiger von einem weitreichenden Wertewandel, dem Zerfall tradierter Gemeinsamkeiten, dem Entstehen neuer Unsicherheiten und zunehmender Individualisierung gesprochen. Bislang gut etablierten Parteien mit christlichen Programmschwerpunkten droht eine Verringerung ihrer Wählerbasis wegen Tendenzen zur Auflösung des religiösen "cleavage".

Die großen Kirchen in Deutschland sehen sich mit einer wachsenden Zahl von Austritten konfrontiert. Die Zahlung der Kirchensteuer und die Befolgung von kirchlichen Geboten wird in Frage gestellt. Andererseits erregt eine Vielzahl kleiner Glaubensgemeinschaften mit sehr unterschiedlichen religiösen Vorstellungen und Praktiken Aufsehen. Ob religiöser Glauben und Aberglauben im Zuge einer generellen "Entzauberung" der Welt wirklich irrelevant zu werden beginnen, wird von einigen Beobachtern der aktuellen Entwicklungen zumindest bezweifelt. Gewinnen christlicher Glauben und die Kirchen wieder an Attraktivität? Führt die oft behauptete Zunahme postmaterialistischer Orientierung zu einer erneuten Verstärkung des Interesses an spirituellen und religiösen Themen?

Für das kommende Frühjahr ist im Zentralarchiv eine Tagung zu diesem Themenbereich geplant. In- und ausländische Referenten werden ihre Projekte und Forschungsergebnisse vorstellen. Der genaue Termin wird in Absprache mit den Teilnehmer noch bestimmt (bisherige Terminplanung: März oder April, Freitag bis Samstag). Interessenten für die Mitwirkung an der Tagung werden gebeten, ihre Teilnahmeabsicht und ggfs. Terminvorschläge dem Zentralarchiv mitzuteilen.

In diesem Jahr fanden bereits einige vorbereitende Veranstaltungen statt. So hielt am 10.11.93 ***Andrew M. Greeley*** vom NORC (Universität Chicago) im Zentralarchiv einen Vortrag über **"Religion in Russia after Socialism".** Über weitere Veranstaltungen dieser Art werden wir Sie gerne informieren.

Wolfgang Jagodzinski
Michael Terwey (0221/47694-22, Fax: -44)

Neuauflage des Datenbestandsverzeichnisses

Das Zentralarchiv hält zwei gedruckte Informationsquellen über die Archivbestände bereit. Die umfassendste Darstellung ist im Datenbestandskatalog zu finden. Die aktuellste Auflistung der Bestände stellt das Datenbestandsverzeichnis dar, das im etwa zweijährigen Turnus neu erscheint. Das Verzeichnis enthält eine Auflistung aller Archivtitel und gibt Auskunft über den Gesamtbestand an maschinenlesbaren Datensätzen aus der empirischen Sozialforschung, die das Archiv in seiner über 30jährigen Tätigkeit verfügbar gemacht hat. Es ist im November neu erschienen und wird an Interessenten kostenlos abgegeben.

Der Archivbestand ist in drei unterschiedlichen Darstellungsformen aufgelistet:

1. Als **alphabetische** Titelliste
2. Als **kategoriale** Liste (Gliederung nach Untersuchungsgegenstand)
3. Als **numerische** Liste

Die alternativen Darstellungsformen wurden gewählt, um den divergierenden Informationsbedürfnissen der Benutzer entgegenzukommen: Für die inhaltliche Suche ist die sog. *kategoriale Liste* hilfreich, die alle Datensätze nach ihren Themenschwerpunkten auflistet. Ist der genaue Titel einer Studie bekannt, so findet man ihn am ehesten in der *alphabetischen Liste;* möchte man dagegen die Rückübersetzung einer Archivnummer in den entsprechenden Untersuchungstitel, dann bietet die *numerische Liste* den besten Zugang. In dieser numerisch sortierten Liste sind auch über die Archivnummern hinausgehend weitere Informationen über Erhebungsjahr und Zugangskategorie enthalten.

Das Datenbestands**verzeichnis,** das die Studien des Zentralarchivs - einschließlich der Datensätze aus der historischen Sozialforschung - umfaßt, hat einen Umfang von 90 Seiten. Es enthält auch die Benutzungs- und Gebührenordnung des Zentralarchivs sowie eine Übersicht über das Dienstleistungsangebot des Instituts. Eine Postkarte, ein Anruf (0221/47 69 4-0) oder ein Telefax (0221/47 69 4-44) an das Zentralarchiv genügen.

Detailliertere Beschreibungen der Datensätze finden sich bekanntlich im oben erwähnten Datenbestands**katalog,** oder wenn es sich um aktuelle und im Katalog noch nicht veröffentlichte Studien handelt, in sogenannten Studienbeschreibungen, die einzeln angefordert werden können. Der Katalog wird inzwischen auch auf Diskette herausgegeben.

Jugend '92

Neue Shell-Studie im Zentralarchiv

Die Studien des Jugendwerks der Deutschen Shell bilden einen langjährigen, inzwischen neun Umfragen umfassenden Schwerpunkt in den Beständen des Zentralarchivs. Ausleihbar sind alle bisher durchgeführten Shell-Studien:

ZA-Nr.	*Titel*
0246	Jugend, Bildung und Freizeit (1965)
0772	Die Situation der deutschen Jugend 1975 (Jugend zwischen 13 und 24)
0925	Jugend in Europa 1977
1073	Die Einstellung der jungen Generation zur Arbeitswelt und Wirtschaftsordnung (1979)
1201	Jugend '81
1438	Jugendliche und Erwachsene '85 (Jugendliche)
1439	Jugendliche und Erwachsene '85 (Erwachsene)
2007	Schülerstudie '90 (Jugendliche im Prozeß der Vereinigung)

Die jüngste Studie in dieser Serie - **Jugend '92** (ZA Nr. 2323) - widmet sich besonders den Perspektiven der Jugendlichen in Ost und West. Sie liegt nun als SPSS-Datensatz sowie als Codebuch vor. Das Codebuch wurde zum ersten Mal im Zentralarchiv so aufbereitet, daß neben der Auszählung für die Gesamtheit der Befragten auch vergleichende Häufigkeiten für einige Subgruppen ausgewiesen werden. Für die Darstellung wurden acht Untergruppen ausgewählt, die nach den Merkmalen Geschlecht, Alter und Befragungsgebiet gegliedert sind:

Befragungsgebiet "West"

1.	männliche Jugendliche	13 bis 19 Jahre alt	(W:ml3)
2.	männliche Jugendliche	20 bis 29 Jahre alt	(W:m20)
3.	weibliche Jugendliche	13 bis 19 Jahre alt	(W:wl3)
4.	weibliche Jugendliche	20 bis 29 Jahre alt	(W:w20)

Befragungsgebiet "Ost"

5.	männliche Jugendliche	13 bis 19 Jahre alt	(O:ml3)
6.	männliche Jugendliche	20 bis 29 Jahre alt	(O:m20)
7.	weibliche Jugendliche	13 bis 19 Jahre alt	(O:wl3)
8.	weibliche Jugendliche	20 bis 29 Jahre alt	(O:w20)

Am Beispiel einer Variablen aus dem Codebuch soll die Form der Dokumentation gezeigt werden, die Abbildung veranschaulicht die Ergebnisse einer anderen Variablen.

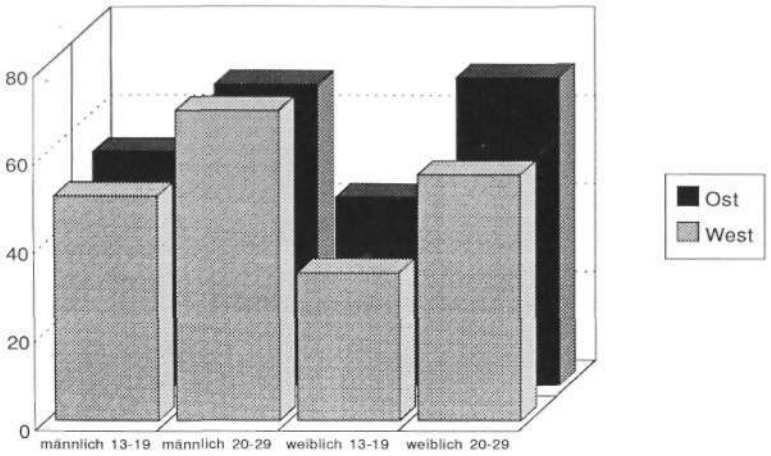


Abb.: Politikinteresse ost- und westdeutscher Jugendlicher. Zustimmende Antworten in %.

V22 LEBEN IM ANDEREN TEIL Ref.Nr.: 22

Position: 43
Länge: 1

F.4 Kannst Du Dir vorstellen, im anderen Teil Deutschlands auf längere Zeit zu leben?

	Ungewichtet Abs.	%
1. ja, bestimmt	563	14.06
2. ja, vielleicht	1210	30.21
3. nein, wahrscheinlich nicht	1071	26.74
4. nein, bestimmt nicht	1161	28.99
	4005	100.00

	W:m13	W:m20	W:w13	W:w20	O:m13	O:m20	O:w13	O:w20
1	30	60	34	35	109	119	94	82
%	5.7	7.6	5.9	4.5	39.1	30.7	29.8	23.1
2	155	190	129	157	117	168	143	151
%	29.4	24.2	22.3	20.2	41.9	43.4	45.4	42.5
3	152	257	184	246	35	74	49	74
%	28.8	32.7	31.8	31.6	12.5	19.1	15.6	20.8
4	190	278	232	340	18	26	29	48
%	36.1	35.4	40.1	43.7	6.5	6.7	9.2	13.5
Sum	527	785	579	778	279	387	315	355

Tabelle: Bereitschaft ost- und westdeutscher Jugendlicher, im jeweils anderen Teil Deutschlands zu leben.

ZA-Archiv-Nr. 2323 Jugend '92

Erhebungszeitraum
Juni 1991 bis Juli 1991

Primärforscher
J. Zinnecker,
Universität-Gesamthochschule Siegen;
A. Fischer,
Psydata, Institut für Marktanalysen, Sozial- und Mediaforschung, Frankfurt/M.;
Jugendwerk der Deutschen Shell, Hamburg

Datenerhebung
Psydata, Institut für Marktanalysen, Sozial- und Mediaforschung, Frankfurt/M.;
Psydata, Institut für Marktforschung und sozialwissenschaftliche Studien GmbH, Berlin

Inhalt
Lebenslagen, Orientierungen und Entwicklungsperspektiven junger Menschen im vereinigten Deutschland.
Themen: Wichtigste Veränderungen in der Bundesrepublik und der DDR seit 1989; Einstellung zur Vereinigung der beiden deutschen Staaten; Aufenthalte im anderen Teil Deutschlands seit der Grenzöffnung; Interesse am Leben im anderen Teil Deutschlands; präferierte Freizeitgewohnheiten; Motivation zum Kinobesuch; Einstellung zu ausgewählten Filmgenres, Musikrichtungen sowie Tänzen; Interesse an einer vegetarischen Ernährung; Zigarettenkonsum und Alkoholkonsum; Charakteristika des persönlichen Kleidungsstils; Selbstwertgefühl, Gereiztheit und Sorgen (Skala); Technikinteresse; Schwerpunkte dieses Interesses an Technik; Orientierung an Gruppenstilen; Wohnstatus; Haushaltsgröße und Verwandtschaftsbeziehung zu den Haushaltsmitgliedern; Vorhandensein weiterer Wohngelegenheiten; Größe des zur Verfügung stehenden Wohnraums; Art des Betts; Alter, Geschlecht sowie finanzielle Unterstützung der Geschwister durch die Eltern; Wohnaufenthalt der Geschwister bei den Eltern; Zeitbudget in summarischen Wochenstunden für Beruf, Aus- und Weiterbildung sowie Freizeit; Zeitskalen nach Zimbardo (Orientierung an der sicheren Gegenwart, hedonistische Gegenwartsorientierung, positive Orientierung an der Vergangenheit, negative Einstellung gegenüber der Vergangenheit); Zukunftsorientierungen nach Cavalli (eigenstrukturierter Typ, eigen-destrukturierter Typ, fremd- destrukturierter Typ); psychologische Selbstcharakterisierung der Haltung zum Leben; Ehrgeiz zum Erreichen persönlicher Lebensziele und erwarteter Ehrgeiz beim Lebenspartner; Wertorientierungen nach Schwanz und Montada (Ordnung und Sicherheit, Macht und Reichtum, Freiheit, Freundschaft, Tradition, Abwechslung, Postmaterialismus, Einheit mit der Natur, Schönheit, Loslösung; Skalen); Religiosität und Betverhalten; Glaube an ein Leben nach dem Tod; Zuversicht bezüglich der Entwicklung des eigenen Lebens und der Zukunft der Gesellschaft; zeitliche Reichweite der Vorstellungen über das eigene Leben; Anpassungsbereitschaft, Privatorientierung und Selbstbehauptung als Orientierungsmuster für das eigene Leben (Skalen); Politikinteresse; Parteineigung; Beurteilung der Jugendförderung durch

die Bundesregierung und Gebiete für zusätzliche Fördermöglichkeiten; politische Entfremdung (Skala); politische Partizipation; Alter bei der Einschulung; Anwesenheit der Eltern bei der Einschulung und erhaltene Geschenke zu diesem Anlaß; allgemeine Beurteilung der Grundschulzeit; Lieblingsfächer; Kinderspiele und Entwicklung von Orientierungen sowie Interessen (soziale Mädchenspiele, aggressive Jungenspiele, klassische Bildung, Medien-Konsum, kulturelle Aktivitäten, technische Aktivitäten; Skalen); Angaben über das eigene Alter bei ausgewählten Ereignissen wie erste sexuelle Erfahrungen, erste Berufstätigkeit, Verlassen des Elternhauses und Heiraten; einschneidende Lebensereignisse; Jugendzentrismus; Verhältnis der Jugendlichen zu den Erwachsenen (Skala); Selbsteinstufung als Jugendlicher oder Erwachsener; gewünschte Geschwindigkeit des Erwachsenwerdens; obere Grenze für das Jugendalter; Übermittlung von kulturellem Kapital *(Bordieu):* Pläne und Hoffnungen ehrgeiziger Eltern für ein begabtes Kind, schulzentriertes Elternhaus, gemeinsame Freizeit und Hobbys von Eltern und Kindern, Nutzung des häuslichen Literatur- und Medienangebots (Skala); Vertrauensverhältnis zu den Eltern in der Jugend; Häufigkeit der Erledigung ausgewählter Haushaltstätigkeiten durch den Befragten sowie Erledigung dieser Tätigkeiten für den Befragten durch dessen Eltern; Wichtigkeit ausgewählter Bezugspersonen; Ausüben "unvernünftiger" und exzessiver Verhaltensweisen; Vorhandensein von Freund und Freundin; Einstellung des Freundeskreises bzw. der Bezugsgruppe zu übermäßigem Alkoholkonsum und zum Schuleschwänzen; Zugehörigkeit zu Vereinen und Organisationen; Alter bei der ersten Menstruation bzw. bei Beginn des Stimmbruchs; Alter bei Beginn des schnellen Wachstums; aktuelle Körpergröße und Alter bei Erreichen dieser Körpergröße; Körpergewicht; Beschreibung der körperlichen Entwicklung im Jugendalter im Vergleich zu den Schulkameraden; Körperbereiche, die sich in diesen Altersphasen besonders verändert haben; Höhe des monatlichen Taschengelds und weitere finanzielle Quellen für den Lebensunterhalt; Abgabe eigener Einkünfte an die Eltern; soziale Herkunft; Arbeitslosigkeit im Elternhaus; Ortstyp; Ortstyp der Wohngemeinde. Zusätzlich verkodet wurde: Ortsgröße; Interviewdauer; Anredeform; Alter und Geschlecht des Interviewers.

Grundgesamtheit und Auswahl

Untersuchungsgebiet: BRD

Quotenauswahl von Jugendlichen im Alter von 13 bis 29 Jahren nach Bundesländern, Ortsgröße der Gemeinden, Altersgruppe, Geschlecht und Schulbildung.

Erhebungsverfahren

Mündliche Befragung mit standardisiertem Fragebogen

Datensatz

Anzahl der Einheiten:	4005
Anzahl der Variablen:	652

Veröffentlichung

Jugendwerk der Deutschen Shell (Hrsg.) Jugend '92: Lebenslagen, Orientierungen und Entwicklungsperspektiven im vereinigten Deutschland. Opladen: Leske + Budrich, 1992 (vier Bände)

Euro-Barometer 1973 -1993:

20 Jahre "Dauerbeobachtung" der öffentlichen Meinung in Europa

Ob es um den internationalen Vergleich politischer Orientierungen oder um Einstellungen zum Umweltschutz, zu Wissenschaft und Technik, zur "Dritten Welt" oder zu Ausländern geht, ob nach der Entwicklung der Europäischen Integration im Bewußtsein der Menschen oder nach langfristigem Wertewandel gefragt wird, die Euro-Barometer bieten der empirischen Sozialforschung ein einzigartiges Feld für Sekundäranalysen. Sie ermöglichen für alle EG-Länder international vergleichende Zeitreihen über nunmehr zwanzig Jahre hinweg. Für einzelne Trendvariablen, für die grundlegenden Einstellungen zur Europäischen Gemeinschaft oder zur Gesellschaft, für politisches Interesse oder Zufriedenheit mit dem Leben und dem Funktionieren der Demokratie liegen bis zu 40 Messungen vor [1].

Dabei zeigt sich zum Beispiel (Abb. 1), daß die Zufriedenheit ("sehr oder ziemlich zufrieden") mit dem Funktionieren der Demokratie im eigenen Land zu Beginn der 90er Jahre erstmals seit 20 Jahren EG-weit einen deutlichen Einbruch verzeichnet und zwar

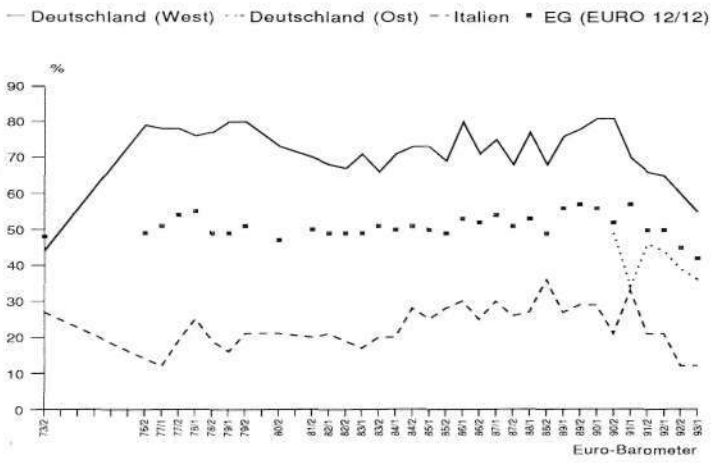


Abb. I: Frage: "Sind Sie mit der Art und Weise, wie die Demokratie in <Land des Befragten> funktioniert, alles in allem gesehen sehr zufrieden - ziemlich zufrieden - ziemlich - oder völlig unzufrieden?"
Quelle: Euro-Barometer Trends 1974-1991 / INRA Breakdown EB 37 / Euro-Barometer Berichte 38 und 39

1 Einen Überblick über diese Zeitreihen geben die alle zwei Jahre in einer aktualisierten Ausgabe erscheinenden Trendberichte der Kommission der Europäischen Gemeinschaften.

unabhängig davon, ob die Zufriedenheit in den einzelnen Ländern traditionell bereits gering (Italien) oder eher größer (Westdeutschland) war. Auch der "Vertrauensvorschuß" in Ostdeutschland zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung im Herbst 1990 (49%) ist in den Strudel der wirtschaftlichen und politischen Krise geraten (36% im Frühjahr 1993).

Die Euro-Barometer-Datensätze zählen bereits seit einigen Jahren zu den am häufigsten für Sekundäranalysen nachgefragten Studien aus dem Angebot des Zentralarchivs.
Insgesamt über 600 Datensätze wurden seit Beginn der systematischen Erfassung 1983 an mehr als hundert Wissenschaftler und Studenten ausgeliefert, und zwar in den letzten 24 Monaten (6/91 - 6/93) mehr als in allen vorangehenden Jahren zusammen (Abb. 2). Hinzu kommt der Vertrieb durch das amerikanische ICPSR (Inter-University Consortium for Political and Social Research) und der Multiplikatoreneffekt der anderen europäischen Archive. Eine ansehnliche Benutzer-Bibliographie mit inzwischen fast 500 Eintragungen unterstreicht sowohl das gewachsene Interesse der sozialwissenschaftlichen Forschung als auch die hiermit verbundene Förderung ihrer europaweiten Zusammenarbeit.

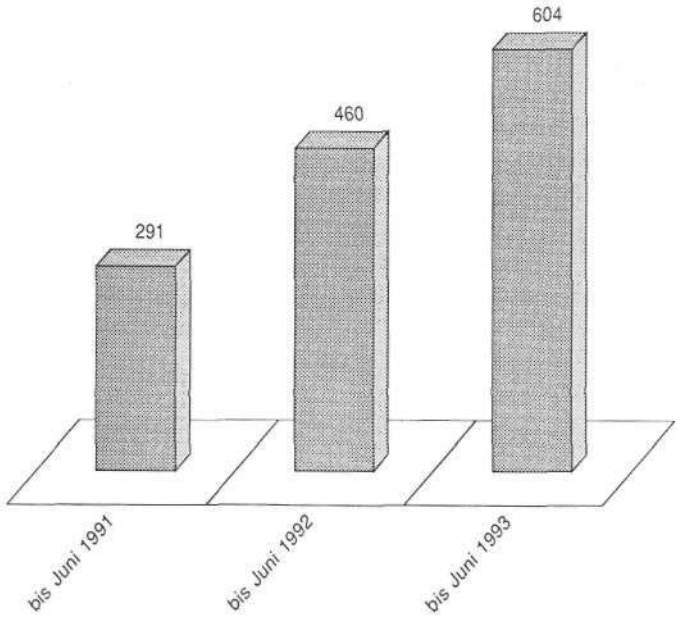


Abb. 2: Kumulierte Gesamtzahl der vom Zentralarchiv ausgeliehenen Euro-Barometer-Datensätze seit 1983

Den Grundstein für diese in seiner Reichweite bis heute einmalige Studienreihe legte ***Jacques-René Rabier*** nach Vorstudien 1970 und 1971 mit der European Community Study 1973 (Euro-Barometer 0). Vom Herbst 1973 an werden im Auftrag der Kommission der Europäischen Gemeinschaften[2] mindestens zweimal im Jahr, jeweils im Frühjahr (1) und im Herbst (2), in allen Mitgliedstaaten der Europäischen Gemeinschaft repräsentative Umfragen gleichen Inhalts durchgeführt:

Ab 1973 in Frankreich, Belgien, Niederlande, Deutschland, Italien, Luxemburg, Dänemark, Irland und Großbritannien bzw. ab Frühjahr 1975 (EB 3) im Vereinigten Königreich mit separaten Stichproben für Großbritannien und Nordirland; ab Herbst 1980 (EB 14) auch in Griechenland und ab Herbst 1985 (EB 24) in Spanien und Portugal; ab Herbst 1990 (EB 34) wird auf dem Gebiet der ehemaligen DDR eine zusätzliche Stichprobe von ca. 1000 Personen befragt; mit dem Herbst 1991 (EB 36) hat sich zusätzlich Norwegen, mit dem Frühjahr 1993 (EB 39) auch Finnland dem Euro-Barometer angeschlossen. Es werden dabei einem repräsentativen Querschnitt der Bevölkerung eines jeden Landes "face-to-face" inhaltlich gleiche Fragebögen vorgelegt. Die einzelnen Datensätze umfassen in der Regel ca. 1000 Befragte pro Land im Alter ab 15 Jahren, beziehungsweise bis zu 500 Befragte in Luxemburg und ca. 300 in Nord-Irland. 1978 und 1989 fanden zusätzliche Erhebungen im Sommer statt (EB 10A und 31A). Im Herbst 1989 wurde für einen großen Teil der Fragen das Sample verdoppelt, im Frühjahr 1982 (EB 17), im Herbst 1987 (EB 28.1) und Herbst 1990 (EB 34.2) wurden Zusatzsample junger Menschen im Alter von 15 bis 24 Jahren und im Frühjahr 1992 (EB 37.2) ein Zusatzsample älterer Menschen im Alter ab 60 Jahren erhoben. Seit dem Herbst 1990 werden komplette Zusatzbefragungen zu verschiedenen thematischen Schwerpunkten durchgeführt.

Neben den oben bereits erwähnten Trendfragen gehören eine Reihe gängiger "soziostruktureller" und "soziopolitischer" Hintergrundvariablen, wie die Selbsteinstufung des Befragten auf dem Links-Rechts-Kontinuum, die Parteipräferenz oder die Wahlabsicht sowie der von ***Ronald Inglehart*** entwickelte Postmaterialismus-Index und die Selbsteinstufung als Meinungsführer zum Standardprogramm. Neben einzelnen aktuellen Fragen werden insbeson-

---

2 Die Leitung des Projekts unterstand von Seiten der Kommission in Brüssel EC DGX-SRA (Generaldirektion Information, Kommunikation, Kultur - Umfragen, Forschung, Analysen) bis 1986 *Jacques-René Rabier*. Als Primärforscher ebenfalls beteiligt war *Ronald Inglehart* vom Center of Political Studies (University of Michigan). Seit 1987 (EB 27) zeichnen *Karlheinz Reif und* seit dem Herbst 1988 auch *Anna Melich* als verantwortliche Primärforscher für die Kommission.

Die Befragungen vor Ort werden von nationalen Umfrageinstituten durchgeführt, die alle den von E.S.O.M.A.R. (European Society for Opinion and Marketing Research) festgelegten Berufsnormen unterliegen. Bis Euro-Barometer 31 unterstand die Koordination den nationalen "European Omnibus Surveys"-Instituten (EOS) sowie die erste statistische Auswertung "Faits et Opinions" *(Helene Riffault)* in Paris. Mit dem Euro-Barometer 32 (Herbst 1989) hat dies die in Brüssel ansässige International Research Associates (INRA) - European Coordination Office *(Dominique Vancraeynest)* mit den angeschlossenen nationalen Instituten übernommen.

dere unterschiedliche Schwerpunktthemen abgefragt, die zum Teil in größeren Zeitabständen erneut aufgegriffen werden (siehe Themenübersicht, Special Topics, 1973-1993).

Euro-Barometer 1994:
Monatliche Erhebungen im Dienst der europäischen Integration

Funktion und Umfang der Euro-Barometer haben sich in den letzten Jahren unter der Leitung von ***Karlheinz Reif*** sowie unter verstärkter Beteiligung auch der akademischen Forschung erheblich erweiten. Nicht übersehen werden darf dabei aber die stets vorrangige Bedeutung als politisch-administratives Instrument der Kommission, das Informationen über die Meinung der Bürger in Europa liefern, bestimmte Entscheidungen legitimieren sowie der Öffentlichkeitsarbeit der Gemeinschaft dienen soll[3] . Dies zeigt zum Beispiel deutlich die jüngste EG-Krise um die Maastricht-Referenden. Auch wenn die halbjährlichen Euro-Barometer darauf hinweisen, daß die generelle Zustimmung zur EG-Mitgliedschaft nur kurzfristig betroffen war und insgesamt die Zustimmung ("gute Sache") gerade in Dänemark zugenommen hat (Abb. 3), sollen ab 1994 mit Hilfe monatlicher Kurzumfragen Einstellungsänderungen noch spezifischer und frühzeitiger erkannt und (informations-)politisch antizipiert werden.

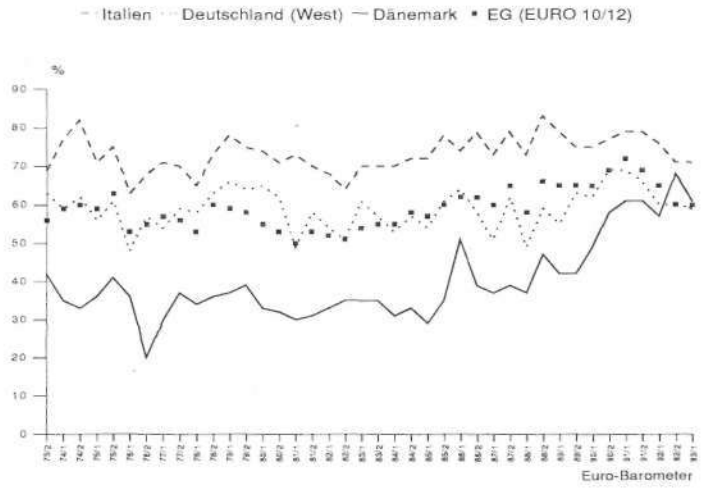


Abb. 3: Frage: "Ist allgemein gesehen die Mitgliedschaft <des Landes des Befragten> in der EG ihrer Meinung nach eine gute Sache - eine schlechte Sache oder weder gut noch schlecht?"
Quelle: Euro-Barometer Trends 1974-1991 / Euro-Barometer Berichte 37, 38 und 39

3 vgl. *Karlheinz Reif:* Organisatorische Randbedingungen und Probleme empirischer Sozialforschung aus europäischer Perspektive. Das Euro-Barometer der EG-Kommission. In: *Heinz Sahner* (Hg.): Sozialforschung im vereinten Deutschland und Europa. München: 1991, S. 43-54.

Das klassische Euro-Barometer mit seinen Spezialthemen soll, nach Auskunft von ***Karlheinz Reif,*** erhalten bleiben, auch wenn Einschränkungen bei Umfang oder Häufigkeit voraussichtlich unvermeidlich sein werden. Die bislang von der EG-Kommission kostenlos zur Verfügung gestellten Berichtsbände mit ersten Ergebnissen und Analysen aus den halbjährlichen Standard-Umfragen sollen in Zukunft durch Kurzinformationen aus den monatlichen Erhebungen ersetzt werden. Die 1989/90 von der Kommission initiierten jährlichen Central & Eastern Euro-Barometer können nach dieser Umstrukturierung, so ***Reif,*** nicht mehr fortgeschrieben werden.

Die vorliegenden Ost-Euro-Barometer stehen im Zentralarchiv für Sekundäranalysen zur Verfügung, für die erste Umfrage in Form getrennter Länder-Daten- und SPSS-Steuerkartensätze, für die zweite und dritte Umfrage jeweils in einer vom Zentrum für Europäische Umfrageanalysen und Studien (ZEUS) integrierten Version. Gefragt wurde eine repräsentative Auswahl von je ca. 1000 Befragten in zuletzt 18 Zentral- und Osteuropäischen Ländern nach der Beurteilung der wirtschaftlichen und politischen Reformen sowie nach der Einstellung zu Europa und der Europäischen Gemeinschaft.

Internationale Zusammenarbeit bei der Aufbereitung und Archivierung

Depositeninstitute für die Datensätze und ihre Dokumentation sind das ICPSR in Ann Arbor und das Zentralarchiv in Köln. Beide Institute wollen künftig arbeitsteilig und in gemeinsamer Verantwortung die einheitliche Aufbereitung und Codebuch-Dokumentation der Euro-Barometer sicherstellen. Ziel ist ab Euro-Barometer 32, ein an gemeinsamen Standards orientiertes maschinenlesbares englischsprachiges Codebuch mit prozentuierter Randauszählung in Ländertabellen zu produzieren. Bis Euro-Barometer 31 (ICPSR bis 31A) stehen im Zentralarchiv deutschsprachige OSIRIS-Codebücher zur Verfügung.

Zur Zeit liegen im Zentralarchiv alle Euro-Barometer bis N^2 39 in aufbereiteter Form, d.h. als OSIRIS-Files bzw. SPSS-System-Files vor. Versandt werden Datensätze und SPSS-Steuerkarten oder SPSS portable files auf Band oder komprimiert auf Disketten. Die Daten eines jeden Euro-Barometers sind als integrierte Datei mit allen Variablen für alle Länder verfügbar. Einzelne Fragenblöcke der Studien ab Euro-Barometer 36 sind auf Wunsch der jeweiligen Primärforscher für maximal zwei Jahre gesperrt.

Meinhard Moschner

ZA-Konferenz zur wissenschaftlichen Nutzung der Euro-Barometer

Die Bedeutung und damit auch die Zukunft der Euro-Barometer wird nicht zuletzt mitbestimmt von ihrer Nutzung durch die Sozialwissenschaften und dem entsprechenden "feedback" für die Primärforscher und die Kommission. Jubiläum und Wendepunkt sollen daher willkommener Anlaß für eine gemeinsame Bestandsaufnahme sein.

Um den Austausch von Erfahrungen und Erwartungen aus der Sicht der Sekundäranalyse, aus der Perspektive der Primärforscher und unter dem Aspekt der Datenaufbereitung, Dokumentation und Archivierung soll es daher auf einer allgemeinen Euro-Barometer-Benutzerkonferenz gehen, zu der das Zentralarchiv im Frühjahr 1994 einladen wird. Zu möglichen Themen zählen methodische Fragen wie die Behandlung der Gewichtungen, Forschungsergebnisse und Perspektiven ebenso wie die Entwicklung des "online"-Zugriffs auf eine zentrale Euro-Barometer-Datenbank.

Vorschläge für Themen und eigene Beiträge zur Euro-Barometer Benutzerkonferenz bitten wir bis spätestens Januar 1994 einzureichen. Der genaue Konferenztermin wird allen Benutzern von EB-Datensätzen frühzeitig bekannt gegeben werden.
Anfragen an Dr. ***Meinhard Moschner*** Telefon: 0221 47694-21

Entwicklung von Standards für die Dokumentation auf Variablenebene

Bericht über das CESSDA Expertenseminar 1993

von Rolf Uher

Das CESSDA- (Council of European Social Science Data Archives) Expertenseminar 1993 fand vom 26. bis 28. August beim Schwedischen Datenarchiv (SSD) in Göteborg statt. Spezialisten aus acht europäischen Datenarchiven und eine Vertreterin des US-amerikanischen Archivs ICPSR nahmen an dieser Veranstaltung teil. Die CESSDA-Expertenseminare, die seit einigen Jahren zu bestimmten Themen aus der Arbeit und zu den Entwicklungen der

Datenarchive abgehalten werden, sind zu einem wichtigen Forum des Erfahrungsaustausches und der Kooperation zwischen den Archiven und deren Mitarbeitern geworden. Das Hauptthema des diesjährigen Expertenseminars war: Grundsätze für die Dokumentation von Studien.

Der Schwerpunkt der Diskussionen und der vorgetragenen Papiere war die Dokumentation von (Umfrage-)Daten auf der Variablenebene. Dieses Thema ist allerdings nicht neu. Es beschäftigt die Archivwelt bereits seit den frühen 60er Jahren, als die ersten Datenarchive gegründet wurden. Die Ziele einer Dokumentation auf Variablenebene sind einerseits die umfassende und jederzeit reproduzierbare Information über einen Datensatz und andererseits die Möglichkeit der automatisierten Informationsrückgewinnung aus einem stetig wachsenden Pool von Informationen.

In einer Welt, in der sich die Kommunikationstechnologien rasant entwickeln, gewinnt dieses Konzept wieder höchste Aktualität. Vor allem geht es darum, den Prozeß der Standardisierung international voranzutreiben. Auf vielen Feldern, wie z.B. bei den Formaten der Studienbeschreibungen, gibt es bereits verbindliche Absprachen zwischen den Datenarchiven, das Feld der Dokumentation auf Variablenebene ist hingegen recht unterschiedlich entwickelt.

In Europa gibt es drei Archive, die maschinenlesbare Codebücher erstellen: neben dem Zentralarchiv (ZA) auch das dänische (DDA) und das schwedische (SSD) Datenarchiv. In allen drei Einrichtungen wird das OSIRIS-Format, in den wenigsten Fällen jedoch die OSIRIS-Software benutzt. Zur Bearbeitung der Codebücher werden überwiegend eigene Tools eingesetzt. In anderen Archiven wurden verschiedene Strategien der Dokumentation mit PC-Software (Textverarbeitung, Statistik-Software) erprobt. In England beim ESRC-DA wurde SGML (Standard Generalized Markup-Language - ISO-Norm 8879) unter dem Gesichtspunkt der Dokumentation sozialwissenschaftlicher Daten bewertet. Das Ergebnis dieser ersten Bewertung ist bisher unter den gegebenen Randbedingungen (u.a. fehlende Anschluß-Software) nicht als überzeugend anzusehen.

Ohnehin gilt für alle auf dem Expertenseminar vertretenen Archive, daß die personellen Kapazitäten nicht ausreichen, um alle archivierten Datensätze mit vollständiger Dokumentation auf Variablenebene zu versehen, gleichgültig, welches Dokumentationsformat gewählt wird. Damit sind jedoch zwei Probleme gleichzeitig zu lösen:

- ein international vereinbartes Austauschformat für maschinenlesbare Dokumentationen zu finden,
- einen Weg zu finden, der die begrenzten personellen Mittel durch den Einsatz von instrumentellen Mitteln zumindest teilweise kompensieren kann.

In den meisten Datenarchiven - so auch im Zentralarchiv - gibt es Datenbestandskataloge, die on-line recherchiert werden können und somit einen Überblick über den jeweiligen Bestand bieten. Jedoch kann die Frage nach der Operationalisierung der Inhalte von Studien auf der Fragen-/Variablenebene durch die. Studienbeschreibungen nicht geleistet werden, und maschinenlesbare Codebücher, die die Frage- und Antworttexte ausführlich dokumentieren, sind, wie schon erwähnt, nur für einen Teil der Datenbestände verfügbar.

Ein Ansatz zur Lösung dieser Problematik wurde auf dem Expertenseminar diskutiert, nämlich die Dokumentation auf Studienebene mit weitergehender Information auf Fragenebene. Zusätzlich zu den bestehenden maschinenlesbaren Studienbeschreibungen, die sich bereits im Informationssystem befinden, werden die Fragebögen und weitere für die Bewertung notwendige Dokumentationselemente mit Scannern als Image-Files erfaßt. Diese können, wenn die technischen Voraussetzungen (z.B. hohe Übertragungsgeschwindigkeit, Wahrung der technischen Formate) geschaffen werden, den on-line Retrieval-Pools zugespielt werden. Damit wäre eine Recherche in den Studienbeschreibungen möglich, die dann bei Bedarf auf die Durchsicht der zugehörigen eingescannten Fragebögen erweitert werden kann.

Diese Strategie hat mehrere Vorteile. Die eingescannten Fragebögen dienen erstens der Sicherung der Originalunterlagen, dienen zweitens der Information in den o.a. Retrieval-Pools und eröffnen drittens, sobald sich die OCR-Software entsprechend weiterentwickelt hat, die Möglichkeit, aus den Image-Files voll recherchierbare ASCII-Files zu erstellen.

Unabhängig von diesen Überlegungen wird es jedoch weiterhin Codebücher im traditionellen Verständnis für wichtige und prominente Studien geben. Die drei europäischen Archive, die das OSIRIS Format nutzen, sind sich einig, daß dieses Format nicht aufgegeben werden kann, solange es keine überzeugende Alternative gibt. Vielmehr wird die Kooperation und die Koordination zur Harmonisierung und zur Funktionsausweitung des OSIRIS-Formates verstärkt, um den Status Quo zu sichern und zu entwickeln. Gleichzeitig aber wird die Diskussion um einen internationalen Dokumentationsstandard weitergeführt. Neben den CESSDA-Expertenseminaren bietet auch das weltweite Netz der IFDO (International Federation of Data Organisations) und der IASSIST (International Association of Social Science Information Service and Technology) ein Forum zum Austausch von Informationen und Erfahrungen. Auf der diesjährigen IFDO/IASSIST-Konferenz in Edinburgh wurde eine "Action Group on Codebook Documentation for Social Science Data" eingesetzt, die inhaltlich und personell eng mit den Aktivitäten des CESSDA verzahnt ist. Die Diskussionen werden also auf verschiedenen Ebenen weitergeführt und sollten auch bald zu greifbaren Ergebnissen führen, um den Herausforderungen des sich rasch entwickelnden Informationsmarktes für die Sozialwissenschaften begegnen zu können.

ISSP - News

ISSP-News
are a new regularly section within the Zentralarchiv's newsletter "ZA-lnformation".

ISSP-News will communicate information about the International Social Survey Programme (ISSP) between the Zentralarchiv on the one and the ISSP members and the users of ISSP data and documentation on the other hand.

ISSP-News will announce the availability of new data-sets, changes in previous data-sets and documentation, new technical or methodological developments and the like.

Some general information about the International Social Survey Programme (ISSP)

What is the ISSP?

The International Social Survey Programme (ISSP) is a voluntary grouping of study teams in twenty-one nations, each of which undertakes to run a short, annual self-completion survey containing an agreed set of questions asked of a probability-based, nation-wide sample of adults. The topics change from year to year by agreement, with a view to replication every five years or so.

The questions themselves are developed by subgroups and then thrashed out at an annual meeting attended by representatives of each national team. At the 8th meeting in May 1993, in Chicago, there were 40 participants from 20 national teams, including representatives of the ISSP's 'official' data archive, the *Zentralarchiv* at the University of Cologne.

A constitution of sorts has now been adopted by members of the ISSP. It contains, for instance, rules of entry for new members and responsibilities of membership. The primary duty of each member is, of course, to run every annual module (or at lest nearly every one) in the agreed format. But there are no central funds for the ISSP: each national team covers the costs of its own piloting, fieldwork, data preparation, travel to meetings and so on. Since the ISSP has agreed to use one language for drafting and for meetings - (British) English - there are no central translation costs.
Improbable as it may seem, this general formula has worked well so far. The annual questionnaires for instance (contrary to all advice and experience) have actually been designed

for the most part in committee, and though inevitably flawed, are no less successful than most. Admittedly, this success owes a lot to careful prior development work by drafting groups and to subsequent adjustments after piloting. In any event, fascinating data are already beginning to emerge.

List of ISSP members by May 1993

Australia	Ireland	Philippines
Austria	Israel	Poland
Bulgaria	Italy	Slovenia
Canada	Japan	Sweden
Czechoslovakia	Netherlands	Russia
Germany	New Zealand	United Kingdom
Hungary	Norway	USA

List of main topics of each ISSP survey in the years 1985 -1996

1985 *Role of Government 1*
Attitudes toward the government plus general political attitudes

1986 *Social Networks and Support Systems*
Ego centred network survey in the Claude Fisher tradition ("to whom would you turn") plus a series of questions concerning the structure and composition of the respondent's network

1987 *Social Inequality I*
Opinions and attitudes toward inequality in the realm of "rich and poor" as well as "privileged and underpriviledged"

1988 *Family and Changing Sex Roles*
Attitudes concerning women as part of the labour force and possible conflicts with traditional sex roles

1989 *Work Orientations*
General attitudes to work and leisure, work organization, and work content

1990 *Role of Government II*
Replication of the main topics of "Role of Government I" (1985)

1991 *Religion*
Attitudes toward traditional religious believes and topics now connected with clerical social ideologies

1992 *Social Inequality II*
Replication of "Social Inequality I" (1987)

1993 *Environment*
Attitudes toward environmental issues and environmentally-relevant behaviour

1994 *Family and Changing Sex Roles II*
Replication of "Family" (1988)

1995 *National Identity*
(yet to be drafted)

1996 *Role of Government III*
Replication of "Role of Government" (1985/1990)

The Zentralarchiv produced the integrated international datasets and the documentation for the following list of ISSP-modules, which are available by now:

ISSP 1985 - "Role of Government" - ZA No. 1490

Carried out in:	Sample size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Australia	1528	1986/1987	
Austria	987	1986	weighted
Great Britain	1530	1985	weighted
Italy	1580	1985	weighted
USA	677	1985	weighted
West Germany	1048	1985	

ISSP 1986 - "Social Networks and Support Systems" - ZA No. 1620

Carried out in:	Sample Size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Australia	1250	1987	
Austria	1027	1986	weighted
Great Britain	1416	1986	weighted
Hungary	1747	1986	age-group oversample
Italy	1027	1987	weighted
USA	1470	1986	
West Germany	2809	1986	weighted

ISSP 1987 - "Social Inequality" - ZA No. 1680

Carried out in:	Sample Size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Australia	1663	1987/1988	
Austria	972	1988	weighted
Great Britain	1212	1987	weighted
Hungary	2606	1987	
Italy	1027	1987	weighted
Netherlands	1638	1987	
USA	1564	1987	weighted/ Black oversample
West Germany	1397	1987	
Additionally in:			
Switzerland	987	1987	
Poland	3943	1987/1988	

ISSP 1988 - "Family and Changing Sex Roles" - ZA No. 1700

Carried out in:	Sample Size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Austria	972	1988	weighted
Great Britain	1307	1988	weighted
Hungary	1737	1988	
Ireland	1005	1989	
Italy	1028	1988/1989	
Netherlands	1737	1988/1989	
USA	1414	1988	
West Germany	2994	1988	

ISSP 1989 - "Work Orientations" - ZA No. 1840

Carried out in:	Sample Size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Austria	1997	1989	
Great Britain	1297	1989	weighted
Hungary	1000	1989	
Ireland	972	1989	
Israel	1133	1989	
Italy	1028	1988/1989	
Netherlands	1690	1989/1990	
Northern Ireland	780	1989	weighted
Norway	1848	1989	
USA	1453	1989	
West Germany	1575	1989	weighted

ISSP 1990 - "Role of Government II" - ZA No. 1950

Carried out in:	Sample Size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Australia	2398	1990	
Great Britain	1197	1990	weighted
Hungary	977	1990	weighted
Ireland	1005	1991	
Israel	991	1991	
Italy	983	1991	weighted
Norway	1517	1990	
Northern Ireland	772	1990	weighted
USA	1217	1990	
Germany (East)	1028	1990	
Germany (West)	2812	1990	

ISSP 1991 - "Religion" -ZA No. 2150

Carried out in:	Sample Size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Austria	984	1993	weighted
Germany (West)	1346	1991	one survey with
Germany (East)	1486	1991	East-oversample
Great Britain	1257	1991	weighted
Hungary	1000	1991	weighted
Ireland	1005	1991	
Israel	991	1991	
Italy	983	1990	weighted
Netherlands	1635	1991	
New Zealand	1070	1991	
Norway	1506	1991	
Northern Ireland	838	1991	
Philippines	1200	1991	weighted
Poland	1063	1991	weighted
Russia	2964	1991	weighted
Slovenia	2080	1991	
USA	1359	1991	

ISSP 1985/1990 - "Role of Government I and II " - ZA No. 2240

cumulative file Carried out in:	Sample Size:	Year(s) of fieldwork:	Comments:
Australia	1528/2398	1986-87/1990	
Germany (only former FRG)	1048/2812	1985/1990	
Great Britain (without Northern Ireland)	1530/1197	1985/1990	weighted
Italy	1580/983	1985/1990	weighted
USA	677/1217	1985/1990	weighted (1985)

Codebooks for all ISSP studies at the Zentralarchiv can be supplied in hard-copy as well as machine-readable files (ASCII-format) on floppy disk.

Please note, that all marginals in the codebooks are calculated from **unweighted data,** and please consider also that - especially in the section of the background variables - the same code-values do **not** always have the same meaning for each country. The differences are documented in the codebooks.

Data can be supplied on floppy-disk and on magnetic-tape as usual. Moreover data could be sent via file-transfer (FTP) via the connection of the Zentralarchiv to the TCP/IP international computer-network. The contact for the ISSP at the Zentralarchiv is:
UHER at IBM.ZA.UNI-KOELN.DE

Here are two examples, a chart and an example from the codebook of the recently prepared ISSP data-sets on "Religion" (ZA No. 2150) and on "Role of Government I and II" (ZA-No. 2240) cumulative file. The figures are calculated from unweighted data.

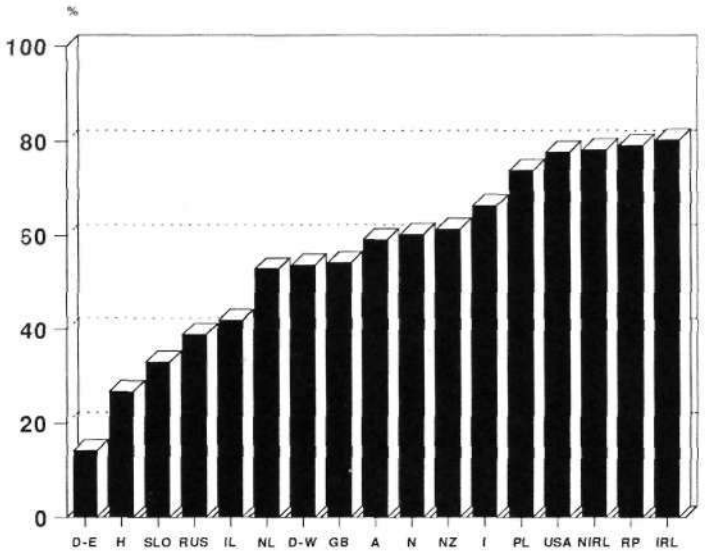


Abb. : Believe in life after death, "yes + yes definitely"
ISSP 1991; Variable V34; ZA-Studien-Nr. 2150[1]

Q.17 *Do you believe in ...*
(Please tick one box on each line)
Q.17a *Life after death?*

1. Yes, definitely
2. Yes, probably
3. No, probably not
4. No, definitely not
8. Can't choose, don't know
9. NA, refused

1 B = Belgium, DK = Denmark, D = Germany, D-E = Germany (East), D = Germany, D-W = Germany (West), GR = Greece, E = Spain, F = France, IL = Israel, 1RL = Ireland, I = Italy, L = Luxemburg, NIRL = Northern Irland, NL = The Netherlands, P = Portugal, GB = Great Britain, N = Norway, NIRL = Northern Ireland, NZ = New Zealand, RP = Philippines, Rus = Russia, UK = United Kingdom, SLO = Slovenia, SU = Finland

Example from the codcbook: Role of Government I and II:

V32 GOVT SPEND:ENVIRONMENT

Location: 46 MD1: 9
Width: 1 MD2: 8

Q.11 Listed below are various areas of government spending. Please show whether you would like to see more or less government spending in each area. Remember that if you say "much more", it might require a tax increase to pay for it.

Q.11A More or less government spending for:
The environment.

1. Spend much more
2. Spend more
3. Spend the same as now
4. Spend less
5. Spend much less

8. Can't choose, don't know
9. NA, refused

	AUS85	AUS90	D85	D90	GB85	GB90	USA85	USA90	I85	I90
1	118	407	442	1666	89	169	66	178	259	253
%	8.1	17.3	43.3	60.5	6.4	15.1	10.3	15.7	17.2	26.3
2	344	1096	401	819	423	534	212	510	685	476
%	23.8	46.5	39.3	29.8	30.6	47.7	33.2	44.9	45.4	49.4
3	744	605	162	244	794	384	277	339	452	178
%	51.4	25.7	15.9	8.9	57.5	34.3	43.4	29.9	30.0	18.5
4	171	213	12	21	68	27	70	85	98	49
%	11.8	9.0	1.2	.8	4.9	2.4	11.0	7.5	6.5	5.1
5	71	35	3	2	8	5	13	23	14	7
%	4.9	1.5	.3	.1	.6	.4	2.0	2.0	.9	.7
8		10M	19M	23M	78M	28M	25M	41M	72M	19M
9	80M	32M	9M	37M	70M	50M	14M	41M		1M
Sum	1528	2398	1048	2812	1530	1197	677	1217	1580	983

Tab.: Role of Government Government spending for environment "spend more or much more" ISSP 1985/1990 Variable V32 ZA-Studien-Nr. 2250

Lassen sich ordinale Daten mit linearen Strukturgleichungsmodellen analysieren?

von Steffen Kühnel [1]

Zusammenfassung

Lineare Strukturgleichungsmodelle setzen voraus, daß die abhängigen Variablen metrisches Meßniveau haben. In der Praxis werden sie aber auch bei ordinalen Variablen eingesetzt. Lassen sich ordinale Daten als ungenaue Erfassung metrischer Größen auffassen, kann untersucht werden, welche Auswirkungen das Ignorieren des ordinalen Meßniveaus hat und ob die Berücksichtigung des Meßniveaus durch vorgelagerte Schwellenwertmodelle die Modellschätzungen verbessert. Anhand eines kleinen Monte-Carlo-Experiments wird gezeigt, daß trotz des Ignorierens des ordinalen Meßniveaus korrekte von fehlspezifizierten linearen Modellen unterschieden werden können. Wird die Ordinalität der Daten explizit berücksichtigt, verbessert sich die Genauigkeit der Parameterschätzungen. Diese Ergebnisse gelten auch dann, wenn die Schwellenwertparameter nicht konstant sind, sondern über die Untersuchungseinheiten zufällig variieren.

Abstract

The use of linear models presumes that dependent variables are metric. What will be the consequences, if the dependent variables are ordinal in the sense of rough categorical - measures of unobserved metric variables? A small Monte-Carlo study shows that it may be possible to discriminate between correct and mispecified linear models even if the ordinality of the data was ignored. Nevertheless, specifying the ordinal measurement process by threshold models may result in better parameter estimations. An interesting new conclusion of the Monte-Carlo study is that these results seems to hold even if the thresholds are not fixed but random.

1 *Dr. Steffen-M. Kühnel* ist Hochschulassistent am Institut für Angewandte Sozialforschung der Universität zu Köln, Greinstr. 2, D-50939 Köln. Der Beitrag basiert auf einem Vortrag anläßlich der Frühjahrstagung 1993 der Methodensektion der DGS in Mannheim.

Ein alter Einwand gegen den Einsatz von linearen Strukturgleichungsmodellen in der Sozialforschung bestellt darin, daß diese Modelle bei abhängigen Variablen metrisches Skalenniveau verlangen, in den Sozialwissenschaften in der Regel aber höchstens ordinale Messungen vorlägen. In der Vergangenheit haben die Proponenten linearer Modelle diesen Einwand meist mit der Bemerkung zurückgewiesen, daß das Ignorieren unterschiedlicher Abstände zwischen den Ausprägungen ordinaler Messungen relativ unproblematisch sei, wenn die ordinale Variable vier oder mehr Ausprägungen habe (vgl. ***Bentier und Chou*** 1987, S. 88). In der Praxis wurden lineare Strukturgleichungsmodelle aber auch bei dichotomen oder trichotomen abhängigen Variablen angewendet.

Die jüngste Generation von Programmen zur Analyse linearer Strukturgleichungsmodelle ermöglicht nun, durch vorgelagerte Schwellenwertmodelle die Ordinalität bzw. Nicht-Kontinuität von Variablen in linearen Modellen explizit zu berücksichtigen.[2] Wenn daraufhin von den Programmentwicklern die Beachtung des Meßniveaus gefordert wird[3], stellt sich allerdings schon die Frage, ob nicht in der Vergangenheit anstelle inhaltlicher Gründe eher die Möglichkeiten des eigenen Analyseansatzes die jeweilige Position bestimmten.

Ein Schwachpunkt mancher Diskussionen um die Beachtung des 'korrekten' Skalenniveaus ist meiner Ansicht nach, daß übersehen wird, daß gar keine Einigkeit darüber besteht, was ordinales Skalenniveau bei sozialwissenschaftlichen Daten bedeutet. Ich möchte diesen Beitrag daher zunächst mit einigen methodologischen Bemerkungen zum ordinalen Meßniveau beginnen. Dabei wird deutlich werden, daß im Kontext linearer Modelle 'ordinales Skalenniveau' eine spezifische Bedeutung hat. Vor dem Hintergrund dieser speziellen Sichtweise von Ordinalität werde ich dann auf Konsequenzen der Anwendung linearer Modelle bei ordinalen Daten eingehen.

---

2 Im LISREL-Programm ist die explizite Berücksichtigung der Ordinalität der Daten zwar bereits seit ungefähr 10 Jahren durch die Berechnung polychorischer Korrelationen möglich (ab LISREL 6), aber erst in *Muthéns* (1988) Programm LISCOMP wurde eine WLS-Schätzmethode implementiert, die auch inferenzstatistische Aussagen zuließ. Inzwischen sind diese Schätzverfahren auch in den beiden bekanntesten Programmen zur Analyse linearer Strukturgleichungsmodelle PRELIS 2/LISREL 8 *(Jöreskog und Sörbom* 1993a, b) und EQS 4 *(Bentier und Wu,* 1993) verfügbar.

3 So schlagen etwa *Jöreskog und Sörbom* (1993c, S. 45) vor, bei ordinalen Variablen statt Produkt-Moment-Korrelationen polychorische Korrelationen mit der WLS-Schätzmethode zu analysieren.

Ordinales Meßniveau in sozialwissenschaftlichen Daten

Meßwerte werden üblicherweise[4] als ordinal bezeichnet, wenn es möglich ist, die Meßobjekte hinsichtlich der gemessenen Eigenschaft in eine Rangordnung zu bringen. Für zwei beliebig herausgegriffene Meßobjekte kann dann festgestellt werden, ob bei einem der beiden Objekte die gemessene Eigenschaft weniger stark ausgeprägt ist als bei dem anderen Objekt, oder aber, ob sich die beiden Objekte in dieser Beziehung nicht unterscheiden. Falls sich nun zwei Objekte unterscheiden, liegen jedoch keine Informationen über das Ausmaß der Verschiedenheit vor, ist also unbekannt, ob der Unterschied zwischen den beiden Objekten eher klein oder eher groß ist.

Tabelle 1: Beispiel zur Konsequenz einer rangerhaltenden Datentransformation für den Vergleich von Mittelwerten

	ursprüngliche Meßwerte			transformierte Meßwerte		
	männlich		weiblich	männlich		weiblich
	1.0		1.0	1.0		1.0
	2.0		1.0	4.0		1.0
	3.0		2.0	9.0		4.0
	4.0		5.0	16.0		25.0
	5.0		5.0	25.0		25.0
$\bar{x}$:	3.0	>	2.8	11.0	<	11.2

Die Kritik an der Verwendung linearer Modelle bei ordinalen abhängigen Variablen beruht nun darauf, daß die Berechnung von Mittelwerten in linearen Modellen den Abstand von Meßwerten berücksichtigt. Wenn aber auf empirisch gar nicht vorliegende Informationen rekurriert wird, haben die Ergebnisse solcher Analysen keinerlei Aussagekraft. Dies läßt sich durch ein einfaches Beispiel demonstrieren, bei dem die ursprünglichen Meßwerte durch auf Ordinalskalenniveau zulässige Transformationen verändert werden. Obwohl die in den Daten enthaltene empirische Information bewahrt wird, sich die Rangfolge der Meßwerte also nicht ändert, kann der Vergleich zweier Mittelwerte vor und nach der Transformation zu entgegengesetzten Resultaten führen (vgl. Tabelle 1).[5]

4 Vgl. die entsprechenden Definitionen in Methodiklehrbüchern, z.B. in *Schnell u.a.* (1993, S. 149).

5 Dieses Beispiel orientiert sich an Vorbildern in *Kriz* (1981, S. 124f.) und *Kromrey* (1986, S. 122).

Anwender linearer Modelle stellen zwar nicht in Frage, daß bei ordinalen Daten die Abstände zwischen den Meßwerten unbekannt sind. Dies bedeute aber nicht, daß es tatsächlich vollkommen beliebig sei, welche Zahlenwerte die Meßwerte aufweisen, solange nur die empirisch gefundene Rangordnung der Meßobjekte gewahrt bleibe. In Unkenntnis der 'wahren' Abstände zwischen Meßwerten müsse man vielmehr diese entweder schätzen oder aber näherungsweise von etwa gleichen Abständen zwischen den Rangplätzen ausgehen. Ein grundsätzliches Verneinen der Anwendbarkeit linearer Modelle bei ordinalen Daten hieße dagegen, unnötig auf inhaltlich nutzbare Informationen zu verzichten. Letztlich liegt hier ein anderes Verständnis von Ordinalität vor: Während die Kritiker linearer Modelle davon ausgehen, daß bei ordinalem Meßniveau definitionsgemäß maximal Ranginformationen existieren, interpretieren die Befürworter dieser Modelle ordinale Messungen als ungenaue Erfassungen metrischer Größen.

Es macht m.E. wenig Sinn, die eine oder die andere Auffassung von Ordinalität als die einzig richtige zu bezeichnen. Stattdessen ist in jedem Einzelfall zu fragen, ob eine inhaltlich interessierende Größe aufgrund theoretischer Überlegungen als metrisch konzeptualisiert werden kann. Bei einer positiven Antwort kann dann versucht werden, Meß- und Analysemodelle anzuwenden, die die theoretisch vorhandenen Informationen möglichst weitgehend nutzen.

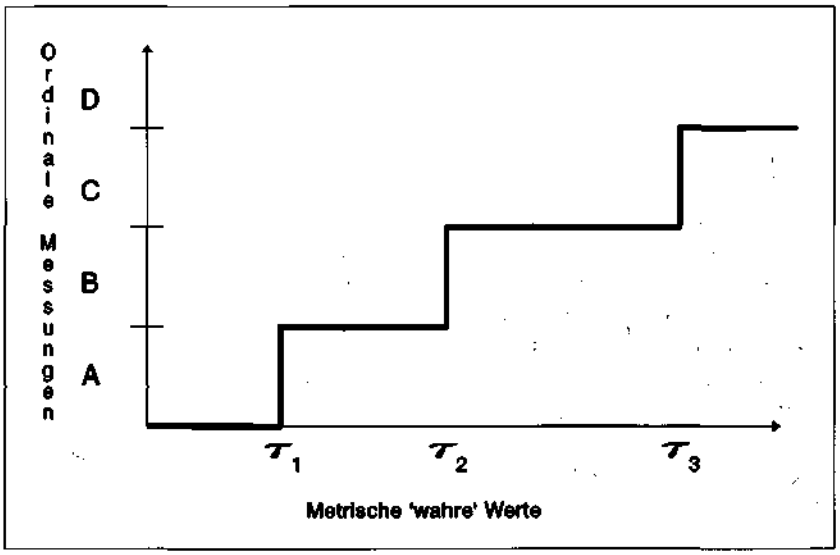
Bei den in der Umfrageforschung üblichen Einstellungs- und Meinungsfragen dürfte es im allgemeinen nicht schwer fallen, die Position eines Befragten als auf einer metrischen Skala liegend vorzustellen und die Erfassung über vorgegebene Antwortkategorien als eine ungenaue Messung einer eigentlich metrischen Größe aufzufassen. So läßt sich z.B. die Sympathiebeurteilung eines Politikers theoretisch auf einer unbeobachtbaren metrischen Sympathiedimension verorten. Wird nun ein Proband gebeten, einen Politiker auf einer vorgegebenen kategorialen Antwortskala zu beurteilen, dürfte die gewählte Antwortkategorie von der Positionierung auf der latenten metrischen Skala abhängen.

In einer solchen Situation ist es dann nicht von vornherein sinnlos, nach den Konsequenzen zu fragen, die sich ergeben, wenn man die Ungenauigkeit der Messungen ignoriert und die Abstände zwischen den Antwortkategorien als gleich betrachtet. Darüber hinaus läßt sich hier untersuchen, ob es den Aufwand lohnt, die Ungenauigkeit der Messungen explizit zu berücksichtigen. Die Beantwortung dieser beiden Fragen setzt ein Meßmodell voraus, daß die unterstellte Umfragesituation beschreibt, ordinale Antwortkategorien also als ungenaue Messungen metrischer Größen auffaßt. Im Zusammenhang mit linearen Strukturgleichungsmodellen werden die schon erwähnten Schwellenwertmodelle eingesetzt, deren Logik ich im nächsten Abschnitt vorstellen möchte.

Schwellenwertmodelle: Die Modellierung ordinaler Daten als grobe Messungen metrischer Größen

Die Interpretation ordinaler Messungen als ungenaue Erfassung einer eigentlich metrischen Größe läßt sich auf verschiedene Weise modellieren. Man kann etwa annehmen, daß die Kategorien der ordinalen Messungen diskreten Ausprägungen der metrischen Variable entsprechen. Unbekannt ist dann allein der 'wahre' Abstand zwischen den Meßwerten. Es ist aber auch vorstellbar, daß die metrische Variable kontinuierlich ist. Bei dieser Sichtweise entsprechen Teilbereiche des Wertebereichs der metrischen Variable den Kategorien der ordinalen Messungen.

Abbildung 1: Graphische Darstellung eines Schwellenwertmodells



In Abbildung 1 ist eine solche treppenförmige Beziehung zwischen den ordinalen Messungen und den metrischen 'wahren' Werten graphisch wiedergegeben. Ist der 'wahre' Wert kleiner als τ_1, entspricht dies bei der ordinalen Messung der ersten Kategorie (A). Metrische Werte zwischen τ_1 und τ_2 fallen in die zweite Kategorie (B), Werte zwischen τ_2 und τ_3 in die dritte Kategorie (C). Sind die Werte größer als τ_3, ergibt sich bei der ordinalen Messung die letzte Kategorie (D). Wie man sieht, erfolgt der Wechsel von einer Kategorie zur nächsten immer dann, wenn ein spezifischer Wert überschritten wird. Da diese Werte wie Schwellen wirken, die zur Erreichung einer Kategorie überschritten werden müssen, werden die Werte τ_i auch als Schwellenwerte (thresholds) und das Meßmodell selbst als Schwellenwertmodell bezeichnet.

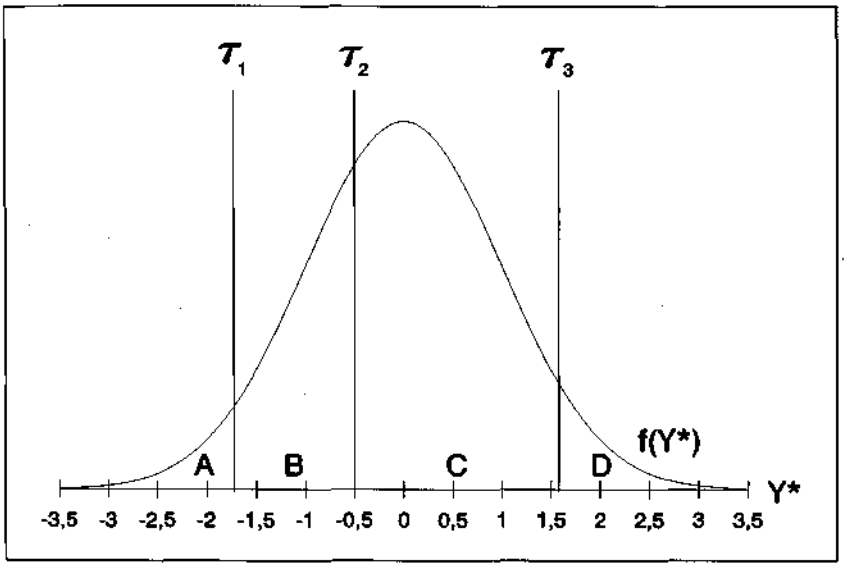
Schwellenwertmodelle ermöglichen die Untersuchung der Frage, ob und inwieweit die Mißachtung des ordinalen Meßniveaus Analyseergebnisse verfälschen kann. Mißachtung des Meßniveaus heißt hier, daß man die ordinalen Messungen als Realisierungen metrischer Variablen auffaßt und den ordinalen Kategorien aufeinanderfolgende (ganze) Zahlen zuordnet. Berechnet man nun für diese Zahlen erste und zweite Momente (Mittelwerte, Varianzen und Kovarianzen bzw. Korrelationen) oder nutzt sie zur Schätzung der Parameter linearer Modelle, so kann man die Abweichungen von den Werten der Momente oder Modellparameter betrachten, die man erhielte, wenn für die Berechnungen anstelle der ordinalen Messungen die unbeobachteten metrischen Werte zur Verfügung stünden. Da sich solche Abweichungen kaum analytisch bestimmen lassen, erfolgt die Untersuchung meist mit Monte-Carlo-Simulationen. Dazu werden mit dem Computer Zufallszahlen erzeugt, deren Wahrscheinlichkeitsverteilungen den Vorgaben eines linearen Modells entsprechen. In einem zweiten Schritt werden die Zufallszahlen mit Hilfe eines Schwellenwertmodells in ordinale Kategorien transformiert. Da nun sowohl die ursprünglichen metrischen Zufallszahlen vorliegen als auch ordinale Messungen dieser Werte, ist ein direkter Vergleich von Parameterschätzungen auf der Basis der ordinalen wie der metrischen Werte möglich.

Die Untersuchung der Auswirkungen von Mißachtungen des Meßniveaus ist nicht die einzige Anwendungsmöglichkeit von Schwellenwertmodellen. Zunehmend werden sie auch als Ergänzung herkömmlicher linearer Modelle eingesetzt. Mit ihrer Hilfe wird dann versucht, die Momente der unbeobachteten metrischen Größe aus den ordinalen Daten zu schätzen. Auf solche Erweiterungen linearer Modelle beziehen sich die Aussagen, nach denen inzwischen ordinales Skalenniveau bei der Anwendung linearer Modelle explizit berücksichtigt werden kann.

Nun wäre es ausgesprochen erstaunlich, wenn das in ordinalen Daten enthaltene Ausmaß an Informationen einfach in das metrischer Informationen vermehrt werden könnte. Tatsächlich gelingt dies nicht ohne zusätzliche Annahmen. Bei der Anwendung von Schwellenwertmodellen zur Schätzung der Momente der unbeobachteten metrischen Variablen ist es so notwendig, Annahmen über die Verteilung dieser Variablen zu machen. Üblicherweise wird hier unterstellt, daß die Variablen normalverteilt sind.[6] In Abbildung 2 ist die Konsequenz dieser Annahme graphisch verdeutlicht. Die Schwellenwerte τ_1 bis τ_3 zerteilen die Fläche unter der Normalverteilungskurve $f(Y^*)$ in vier Bereiche. Die Flächen der Teilbereiche entsprechen dann den Wahrscheinlichkeiten, mit der Realisationen der metrischen Variable Y^* auf der Beobachtungsebene in die Kategorie A, B, C oder D fallen.

6 Theoretisch lassen sich auch andere Verteilungsformen annehmen. *Karl Jöreskog* meinte hierzu während des Frühjahrsseminars 1993, daß Monte-Carlo-Studien gezeigt hätten, daß die Schätzungen auch bei Verletzung der Normalverteilungsannahme recht robust seien.

Abbildung 2: Normalverteilungsannahme der unbeobachteten metrischen Variable



Die Parameter eines linearen Modells können dann in einem dreistufigen Schätzverfahren bestimmt werden.[7] In der ersten Stufe werden für jede ordinale Variable die Positionen der Schwellenwerte über die relativen Häufigkeiten der Besetzungen in den Kategorien berechnet. Auf der Basis dieser Schätzungen werden in der zweiten Stufe die Momente der unbeobachteten metrischen Variablen sowie deren Varianzen und Kovarianzen geschätzt. In der dritten Stufe werden schließlich aus den Momenten die Modellparameter des linearen Modells ermittelt. Die Varianzen und Kovarianzen der auf der zweiten Stufe geschätzten Momente werden dabei zur Optimierung der Schätzung in der dritten Stufe und zur Bestimmung von Standardschätzfehlern und des Modellfits verwendet.

Anhand von Abbildung 2 läßt sich verdeutlichen, daß die Mittelwerte und Varianzen der unbeobachteten metrischen Variablen Y^* in der Regel nicht unabhängig von den Schwellenwerten bestimmt werden können. Mittelwertsveränderungen bedeuten eine Verschiebung der Normalverteilungskurve entlang der horizontalen Achse. Solche Veränderungen können durch entsprechendes Verschieben der Schwellenwerte kompensiert werden. Veränderungen der Varianzen würden sich in der Abbildung als Stauchung oder Streckung der horizontalen Achse auswirken. Auch hier gilt wieder, daß sich

7 Ein solches dreistufiges Vorgehen, wie es z.B. in PRELIS und LISREL realisiert ist, erleichtert die Handhabbarkeit der Schätzung. Denkbar ist auch die simultane Schätzung aller Größen.

solche Veränderungen durch entsprechendes Anpassen der Positionen der Schwellenwerte ausgleichen lassen.

In LISREL bzw. PRELIS und in EQS werden die Mittelwerte der unbeobachteten metrischen Variablen daher aus Identifikationsgründen auf null fixiert.[8] Die Varianzen der metrischen Variablen werden auf den Wert Eins fixiert. Anstelle der Kovarianzen werden daher aus den bivariaten Häufigkeitstabellen der ordinalen Variablen (polychorische) Korrelationen der unbeobachteten metrischen Variablen geschätzt. Falls die Schwellenwerte a priori bekannt sind, lassen sich auch die Mittelwerte und Varianzen der unbeobachteten metrischen Variablen identifizieren. Es ist außerdem möglich, Mittelwerts- und Varianzunterschiede zwischen den Variablen zu identifizieren, wenn (z.B. bei Paneldaten) Schwellenwerte für verschiedene Variablen gleichgesetzt werden können.[9]

Bei diesen Anwendungen von Schwellenwertmodellen wird davon ausgegangen, daß die Schwellenwerte Parameter sind, die für alle Fälle einer Stichprobe gleich sind. Bei sozialwissenschaftlichen Umfragedaten ist es jedoch auch denkbar, daß bei Einstellungsmessungen sprachlich gekennzeichnete ordinale Antwortkategorien nicht bei allen Befragten eine identische Bedeutung haben. So mag es Personen geben, die in ihren Äußerungen negative Urteile vermeiden. Andere mögen grundsätzlich zu extremen Urteilen neigen. Stark positive bzw. negative Antworten können von diesen Personen auch dann gewählt werden, wenn der 'wahre' Wert eher in der Mitte liegt. Übersetzt in die Logik von Schwellenwertmodellen bedeuten solche unterschiedlichen Antworttendenzen, daß sich die Schwellenwerte von Person zu Person unterscheiden. Bei denjenigen, die negative Urteile vermeiden, sind die Schwellenwerte in Richtung des negativen Pols verschoben; Tendenzen zu extremen Urteilen lassen sich als Zusammenrücken der Schwellenwerte in die Nähe des Mittelpunkts der metrischen Skala modellieren. Ob solche individuellen Variationen die Möglichkeit der Anwendung linearer Modelle auf ordinale Daten einschränken, ist m.W. bisher nicht untersucht worden. Ich möchte daher im folgenden über eine kleine Monte-Carlo-Studie berichten, die hierzu erste Antworten gibt.

---

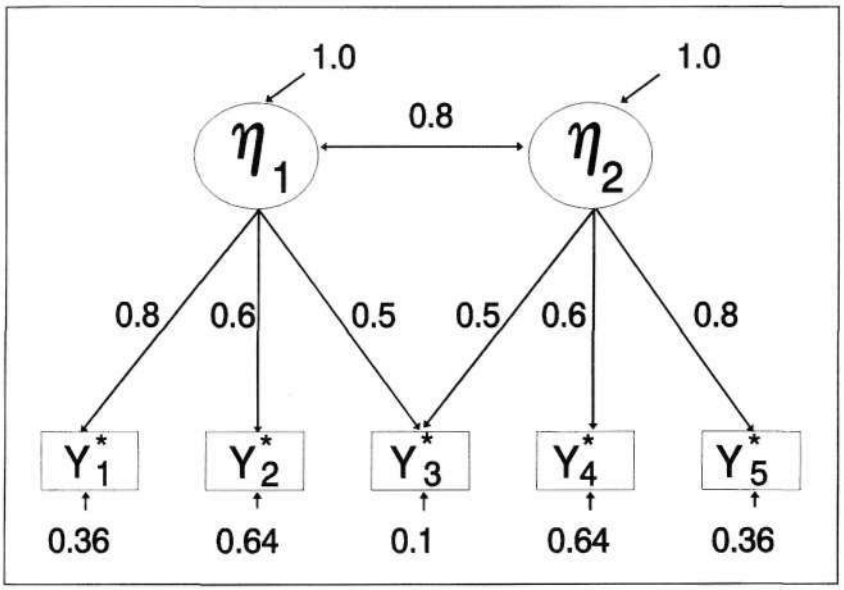
8 *Schepers und Arminger* (1992, S. 9) fixieren dagegen in ihrem Programm MECOSA den Wert des ersten Schwellenwerts auf null.

9 Wenn ein Modell neben den abhängigen ordinalen Variablen beobachtbare exogene Variablen enthält, können zudem mit PRELIS 2 die Mittelwerte und Varianzen der unbeobachteten, metrischen abhängigen Variablen auch über die Regressiongewichte von Probit-Regressionen geschätzt werden.

Eine Monte-Carlo-Simulation zu den Auswirkungen individuell variierender Schwellenwerte

Ziel des Monte-Carlo-Experiments ist es, Hinweise darauf zu gewinnen, ob beim Vorliegen ordinaler Daten (im Sinne der ungenauen Messung metrischer Variablen) lineare Modelle erfolgreich angewendet werden können und ob es dabei notwendig ist, die Ordinalität der Daten durch vorgelagerte Schwellenwertmodelle explizit zu berücksichtigen. Es soll nicht von vornherein angenommen werden, daß die Schwellenwerte für alle Fälle einer Stichprobe gleich sind.

Abbildung 3: Pfaddiagramm des datengenerierenden Modells (Ml)



Ausgangspunkt des Experiments ist das in Abbildung 3 wiedergegebene Pfaddiagramm eines 2-Faktorenmodells mit fünf Indikatoren. Aus den Werten für die Ladungen der Indikatoren auf die Faktoren und den Varianzen und Kovarianzen der Faktoren und der Meßfehler läßt sich die in Tabelle 2 wiedergegebene Varianz/Kovarianz-Matrix der fünf Indikatoren ableiten. Mit Hilfe eines Zufallszahlengenerators wurden 1000 normalverteilte Realisationen der fünf Variablen erzeugt, die diese modellimplizierte Varianz/Kovarianz-Matrix genau erfüllen.[10]10

10 Die Generierung der Populations- und Stichprobendaten erfolgte mit SPSS 4 für das Betriebssystem OS/2.

Tabelle 2: Varianzen und Kovarianzen der fünf Indikatoren des Faktorenmodells aus Abbildung 3

Variable	Y_1^*	Y_2^*	Y_3^*	Y_4^*	Y_5^*
Y_1^*	1.000				
Y_2^*	0.480	1.000			
Y_3^*	0.720	0.540	1.000		
Y_4^*	0.384	0.288	0.540	1.000	
Y_5^*	0.512	0.384	0.720	0.480	1.000

Aus dieser Population wurden über einfache Zufallsauswahlen (mit Zurücklegen) 20 Stichproben von jeweils 1000 Fällen gezogen. Die metrischen Stichprobendaten der fünf Variablen sind anschließend in der ersten *Kategorisierung mit festen Schwellenwerten* in ordinale Variablen mit jeweils vier Ausprägungen transformiert worden. Während für die ersten drei Variablen Y_1^* bis Y_3^* die Schwellenwerte so gewählt wurden, daß die ordinalen Ergebnisvariablen Y_1 bis Y_3 unimodal symmetrisch verteilt sind, ist die vierte Variable nach der Kategorisierung schief und die letzte u-förmig verteilt. Tabelle 3 gibt für diese Kategorisierung der metrischen Variablen die Schwellenwerte und die daraus folgenden Wahrscheinlichkeitsverteilungen der ordinalen Variablen wieder.

Tabelle 3: Schwellenwerte und resultierende Wahrscheinlichkeitsverteilung der ordinalen Variablen

Variable:	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5
τ_1	-1.0	-1.0	-1.0	0.0	-0.5
τ_2	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0
τ_3	1.0	1.0	1.0	1.5	0.5
$\pi(Y_i=1)$	15.9 %	15.9 %	15.9 %	50.0 %	30.9 %
$\pi(Y_i=2)$	34.1 %	34.1 %	34.1 %	34.1 %	19.1 %
$\pi(Y_i=4)$	34.1 %	34.1 %	34.1 %	9.2 %	19.1 %
$\pi(Y_i=5)$	15.9 %	15.9 %	15.9 %	6.7 %	30.9 %

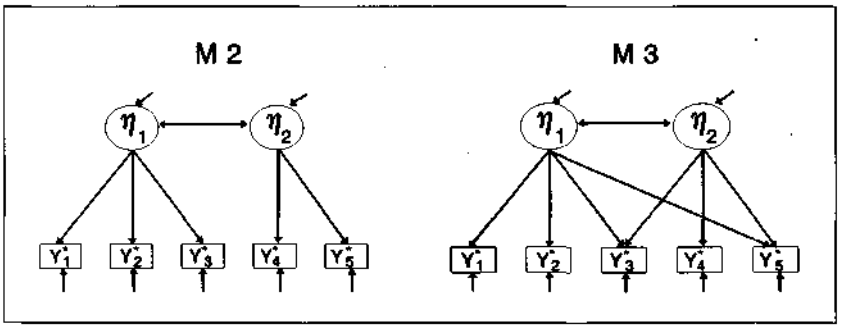
Zusätzlich erfolgte eine zweite *Kategorisierung mit variierenden Schwellenwerten*, bei der die Position der Schwellenwerte in einem Bereich von ± 0.2 zufällig um die festen Schwellenwerte der ersten Kategorisierung streuen. Zur Realisierung der variierenden Schwellenwerte wurden gleichverteilte Zufallszahlen im Wertebereich von -0.2 bis

+0.2 erzeugt. Bei der Kategorisierung der metrischen Variablen eines Falles wurden dann jeweils solche Zufallszahlen auf die Schwellenwerte aus Tabelle 3 aufaddiert.

Für jede der zweimal 20 Stichproben von 5 kategorialen Variablen mit je 1000 Fällen sind mit PRELIS 2 ***(Jöreskog und Sörbom*** 1993a) die *Varianzen und Kovarianzen der fünf kategorialen Variablen* berechnet worden. Die Ordinalität der Daten wurde hier also ignoriert. Für die spätere WLS-Schätzung von linearen Strukturgleichungsmodellen wurden außerdem die (asymptotischen) Varianzen und Kovarianzen der Varianzen und Kovarianzen geschätzt. Um zu prüfen, ob die explizite Berücksichtigung des Meßniveaus bessere Ergebnisse bringt, sind mit mit dem Programm zusätzlich in jeder Stichprobe die *polychorischen Korrelationen* und deren (asymptotische) Varianzen und Kovarianzen geschätzt worden.

Die Varianzen und Kovarianzen oder aber die polychorischen Korrelationen werden im letzten Analyseschritt dazu benutzt, die Parameter konfirmatorischer Faktorenanalysen für die fünf Variablen zu schätzen. Eingesetzt wurde hierzu das Programm LISREL 8 ***(Jöreskog und Sörbom*** 1993b). Neben dem *korrekten Modell* (Ml) aus Abbildung 3 wurden zusätzlich jeweils zwei weitere Modelle geschätzt, die eine abweichende Struktur postulieren. Bei *dem fehlspezifizierten Modell* (M2) wurde die Ladung des dritten Indikators auf den zweiten Faktor (λ_{32}) ausgelassen. Beim *überparametrisierten Modell* (M3) wurde dagegen eine zusätzliche (überflüssige) Ladung des fünften Indikators auf den ersten Faktor (λ_{51}) spezifiziert (Abbildung 4).

Abbildung 4: Pfaddiagramme des fehlspezifizierten Modells (M2) und des überparametrisierten Modells (M3)

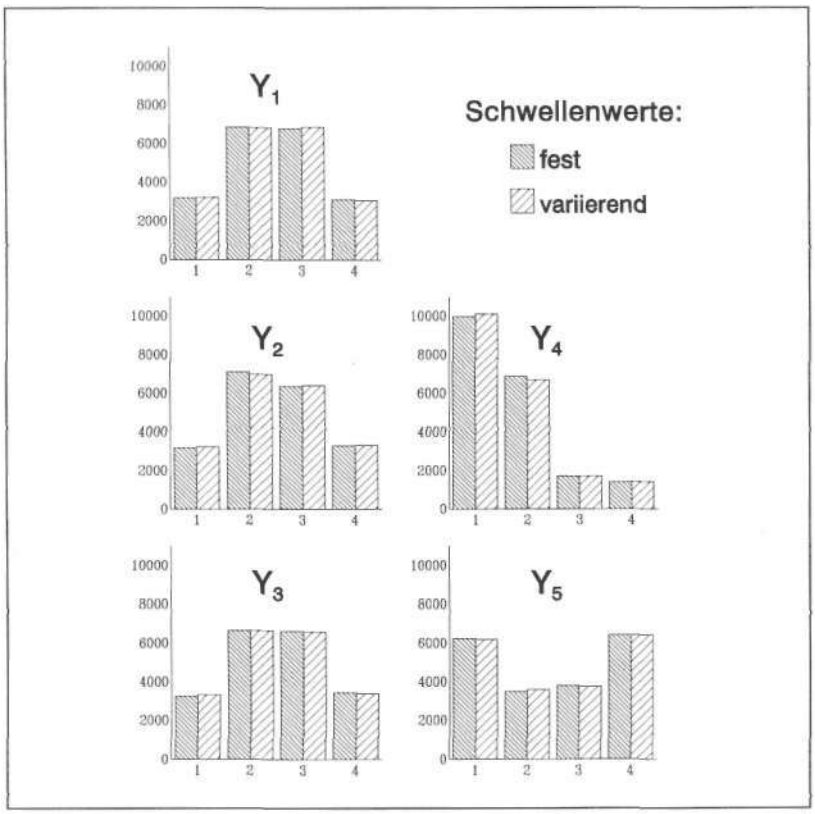


Insgesamt ergibt sich also ein dreifaktorielles Untersuchungsdesign, bei dem zwei Arten von Schwellenwertmodellen, zwei Analysemethoden und drei Analysemodelle unterschieden werden. Alle Ergebnisse in den 12 Zellen basieren auf den gleichen 20 Ursprungsstichproben von je 1000 Fällen und fünf ursprünglich metrischen Variablen.

Ergebnisse

In Abbildung 5 sind die über alle 20 Stichproben kumulierten Häufigkeitsverteilungen der sechs Indikatoren wiedergegeben. Die Verteilungen entsprechen ziemlich genau den in Tabelle 3 wiedergegebenen theoretischen Verteilungen. Auffallend sind die geringen Unterschiede zwischen den beiden Kategorisierungsmethoden. Dies liegt daran, daß die Erwartungswerte bei variierenden Schwellen mit den festen Schwellenwerten zusammenfallen. Tabelle 4 zeigt, daß sich die einzelnen Werte trotz der fast identischen Häufigkeitsverteilungen bei gut 9 % der insgesamt 100 000 Realisationen unterscheiden.

Abbildung 5: Häufigkeitsverteilung der kategorialen Variablen über alle Stichproben



Betrachten wir zunächst die Schätzung der Korrelationen der unbeobachteten metrischen Variablen. In Tabelle 5a sind die Ergebnisse für die Schätzungen der polychorischen

Tabelle 4: Kreuzklassifizierung von festen und variierenden Schwellenwerten über alle Variablen und Stichproben

feste Schwellen	variierende Schwellen			
	1	2	3	4
1	24547	1563		
2	1338	27680	1800	
3		1829	22256	1283
4			1270	16434

Tabelle 5a: Schätzung der Korrelationen der unbeobachteten metrischen Variablen (polychorische Korrelationen)
a: bei festen Schwellenwerten

Variablenpaar	ρ	Bias	MSE	AV (PRELIS 2)
Y_1, Y_2	0.480	−0.044	.002457	.000938
Y_1, Y_3	0.720	−0.002	.000529	.000358
Y_1, Y_4	0.384	−0.004	.001092	.001276
Y_1, Y_5	0.512	−0.014	.000800	.000890
Y_2, Y_3	0.540	−0.015	.000741	.000770
Y_2, Y_4	0.288	+0.012	.000819	.001247
Y_2, Y_5	0.389	−0.012	.001150	.001105
Y_3, Y_4	0.540	−0.014	.001185	.000856
Y_3, Y_5	0.720	+0.006	.000386	.000369
Y_4, Y_5	0.480	−0.003	.001078	.001007
Mittelwert	-	−0.009	.001024	.000881

Korrelationen bei festen Schwellenwerten wiedergegeben. Aufgeführt sind neben den Zielgrößen (ρ) die über die 20 Stichproben berechneten Mittelwerte der Differenzen zwischen Zielgrößen und Schätzungen (Bias), die durchschnittlichen quadrierten Abweichungen zwischen Zielgrößen und Schätzungen (Mean Squared Error: MSE) und die Durchschnittswerte der von PRELIS 2 berechneten Schätzungen der asymptotischen Varianzen der Korrelationen (AV). Die asymptotischen Varianzen (und Kovarianzen) werden bei der WLS-Schätzung linearer Modelle als Gewichte verwendet. Sowohl

Unter- als auch Überschätzungen können daher zu Fehleinschätzungen der Modellanpassung führen.

Die durchschnittlichen Fehler sind recht gering. Es läßt sich nicht feststellen, daß die Fehler unterschiedlich ausfallen, wenn eine der beteiligten Variablen schief (Y_4) oder u-förmig (Y_5) verteilt ist. Der Spalte mit den durchschnittlichen quadrierten Abweichungen ist zu entnehmen, daß auch die Streuung der Schätzungen nicht sehr hoch ist. Rechnet man aus der Streuung den Anteil der Verzerrung (Bias) heraus, ergibt sich als Schätzung der durchschnittlichen (mit n-1 gewichteten) Varianzen der Korrelationen ein Wert von 0.000993. Dieser Wert ist kaum höher als die in der letzten Spalte wiedergegebene durchschnittliche Schätzung der Varianzen der Korrelationen (0.000881).

Tabelle 5b: Schätzung der Korrelationen der unbeobachteten metrischen Variablen (polychorische Korrelationen)
b: bei variierenden Schwellenwerten

Variablenpaar	ρ	Bias	MSE	AV (PRELIS 2)
Y_1, Y_2	0.480	−0.031	.001573	.000897
Y_1, Y_3	0.720	−0.009	.006296	.000386
Y_1, Y_4	0.384	−0.013	.001177	.001295
Y_1, Y_5	0.512	−0.009	.000736	.000864
Y_2, Y_3	0.540	−0.025	.001208	.000769
Y_2, Y_4	0.288	−0.002	.000965	.001270
Y_2, Y_5	0.389	−0.013	.001075	.001084
Y_3, Y_4	0.540	−0.014	.001232	.000843
Y_3, Y_5	0.720	+0.002	.000377	.000363
Y_4, Y_5	0.480	−0.014	.001667	.001018
Mittelwert	-	−0.012	.001631	.000879

In Tabelle 5b sind die entsprechenden Werte für die Schätzungen bei zufällig variierenden Schwellenwerten wiedergegeben. Auch hier gilt, daß die durchschnittlichen Fehler sehr gering sind. Verglichen mit den Schätzungen bei festen Schwellenwerten ist die Verzerrung (Bias) aber geringfügig höher. Erkennbar höher ist die durchschnittliche quadrierte Abweichung (MSE). Wird auch hier wieder die Verzerrung herausgerechnet, ergibt sich als Schätzung für die durchschnittliche Varianz ein Wert von 0.001565. Der

Durchschnittswert der Schätzungen dieser Größe durch PRELIS 2 (in der Spalte 'AV') fällt mit einem Wert von 0.000879 geringer aus.

Bei der Interpretation dieser Ergebnisse ist Vorsicht angeraten. So bleibt es unklar, ob die Unterschiede in der Höhe der Verzerrung zufällig oder systematisch sind. Die relativ gesehen größeren Abweichungen bei den Streuungen legen schon eher die Vermutung nahe, daß über die Untersuchungseinheiten variierende Schwellenwerte die effektiven Standardschätzfehler vergrößern.

Die polychorischen Korrelationen bilden die Datenbasis für die Schätzung der Modellparameter, wenn die Ordinalität der Daten explizit berücksichtigt werden soll. Wird die Ordinalität der Daten dagegen ignoriert, erfolgt die Modellschätzung auf der Basis von Varianzen und Kovarianzen der kategorialen Variablen, wobei den Kategorien Zahlen von 1 bis 4 zugeordnet sind.

In Tabelle 6 sind die Ergebnisse der Modellanpassungen für alle 12 Zellen des Monte-Carlo-Simulationsexperiments zusammengefaßt. Aufgeführt ist jeweils der über die 20 Stichproben gemittelte Wert des Chiquadrat-Differenzentests ($\bar{\chi}^2$) sowie die geschätzte Varianz ($\hat{\sigma}^2$) dieser Werte. Bei einem korrekt spezifizierten Modell und angemessenem Schätzverfahren sollte die Testgröße asymptotisch chiquadratverteilt sein. Da der Erwartungswert einer Chiquadratverteilung mit der jeweiligen Anzahl der Freiheitsgrade übereinstimmt und die Varianz das Zweifache der Zahl der Freiheitsgrade ist, ist bei der Schätzung des den Daten zugrundeliegenden Modells aus Abbildung 3 mit einem durchschnittlichen Chiquadratwert von 3 und einer Varianz von 6 zu rechnen. Für das überparametrisierte Modell (M3) sollte entsprechend der durchschnittliche Chiquadratwert 2 und die Varianz 4 betragen. [11] Beim fehlspezifizierten Modell (M2) sollten schließlich die durchschnittlichen Chiquadratwerte deutlich höher als 4 sein und somit eine schlechte Modellanpassung signalisieren. Außerdem ist - verglichen mit korrekt spezifizierten Modellen - mit einer größeren Streuung der Testgröße zu rechnen.

Die Werte in Tabelle 6 zeigen sehr deutlich, daß das fehlspezifizierte Modell (M2) tatsächlich im Durchschnitt deutlich höhere Werte aufweist als die beiden anderen Modelle (Ml und M3). Dies gilt unabhängig davon, ob die Schwellenwerte fest sind oder zufällig variieren, und auch unabhängig davon, ob die Analyse auf der Basis polychorischer Korrelationen erfolgt oder die Ordinalität der Messungen ignoriert wird. Es ist also möglich, ein fehlspezifiziertes Modell von einem korrekt spezifizierten Modell zu unterscheiden. Während fehlspezifizierte Modelle aufgrund ihrer hohen Chiquadrat-

11 Der zusätzlich geschätzte Modellparameter λ_{51} sollte dabei nicht signifikant von null verschieden sein.

Tabelle 6: Güte der Modellschätzungen (Chiquadrat-Differenzen-Test)

Schwellenwerte	Methode	Modell	df	$\bar{\chi}^2$	$\hat{\sigma}^2(\chi^2)$
fest	Analyse polychorischer Korrelationen	korrekt spezifiziert	3	4.17	10.05
		überparametrisiert	2	2.16	5.46
		fehlspezifiziert	4	11.26	32.08
	Analyse von Varianzen und Kovarianzen	korrekt spezifiziert	3	5.01	12.12
		überparametrisiert	2	3.00	5.74
		fehlspezifiziert.	4	12.47	35.94
variierend	Analyse polychorischer Korrelationen	korrekt spezifiziert	3	3.40	3.77
		überparametrisiert	2	2.34	2.86
		fehlspezifiziert	4	14.30	30.96
	Analyse von Varianzen und Kovarianzen	korrekt spezifiziert	3	4.19	6.48
		überparametrisiert	2	2.74	3.95
		fehlspezifiziert	4	15.58	34.09

werte Zweifel an der Angemessenheit der Modellspezifikation wecken, weisen die Anpassungstests für das korrekt spezifizierte Modell und für das überparametrisierte Modell dagegen darauf hin, daß das jeweilige Modell mit den Daten verträglich erscheint.

Wenn das Modell korrekt spezifiziert ist, sind die Werte der Anpassungstests bei variierenden Schwellenwerten eher etwas geringer als bei festen Schwellenwerten. Bei fehlspezifizierten Modellen sind die Chiquadratwerte dagegen eher etwas höher. Verglichen mit den Modellschätzungen auf der Basis polychorischer Korrelationen sind die durchschnittlichen Chiquadratwerte bei der Ignorierung des ordinalen Meßniveaus geringfügig höher. Dies gilt auch für die Streuung der Werte. Allerdings sind die Unterschiede nicht so groß, daß sie Auswirkungen auf die Beurteilungen der Modellanpassung haben. Insgesamt gesehen weisen die Ergebnisse der Modellschätzung darauf hin, daß sich

lineare Modelle auch dann erfolgreich anwenden lassen, wenn die Daten ordinal im Sinne ungenauer Erfassungen metrischer Variablen sind. Für die Beurteilung der Modellanpassung scheint es dabei auch nicht unbedingt notwendig zu sein, die Ordinalität der Daten explizit zu berücksichtigen. Inwieweit dies auch für die Parameterschätzung selber gilt, ist aus Tabelle 7a bzw. 7b ersichtlich.

Tabelle 7a: Genauigkeit der Parameterschätzungen (Modell M1)
a: feste Schwellenwerte

	Methode					
	Analyse polychorischer Korrelationen			Analyse von Varianzen und Kovarianzen		
Parameter	Bias	$\hat{\sigma}$	MSE	Bias	$\hat{\sigma}$	MSE
$\rho_{21}=0.8$	.013	.032	.00116	.014	.036	.00141
$\lambda_{11}=0.8$	-.028	.033	.00182	-.073	.033	.00636
$\lambda_{21}=0.6$	-.032	.022	.00147	-.068	.022	.00508
$\lambda_{31}=0.5$	.096	.089	.01671	.049	.086	.00949
$\lambda_{32}=0.5$	-.090	.090	.01577	-.087	.086	.01464
$\lambda_{42}=0.6$	-.008	.030	.00094	-.092	.025	.00906
$\lambda_{52}=0.8$	.014	.035	.00139	-.055	.036	.00428
Mittelwert	-.005	.047	.00561	-.045	.042	.00719

In der ersten Tabelle (7a) sind die Ergebnisse der Parameterschätzung bei festen Schwellenwerten wiedergegeben. Der Vergleich der Verzerrungen (Bias) der beiden Methoden zeigt, daß die Nichtberücksichtigung der Ordinalität im Durchschnitt deutlich größere Verzerrungen ergibt. Bei der Analyse polychorischer Korrelationen sind die Verzerrungen im Durchschnitt recht gering. Auffallend ist aber, daß die Werte für die einzelnen Modellparameter sehr unterschiedlich ausfallen. Die Ladungen des dritten Indikators (λ_{31} und λ_{32}) werden bei der Analyse polychorischer Korrelationen nicht besser geschätzt als bei der Mißachtung des Meßniveaus. Zurückzuführen ist dies allerdings nicht auf die Schätzmethode, sondern auf die Modellstruktur. Aufgrund der hohen Korrelation der beiden Faktoren ($\rho_{21}=0.8$) gibt es hier ein Multikollinearitätsproblem. Sichtbar wird es auch durch die deutlich höheren Streuungen bei den Schätzungen der beiden Parameter. Die über die 20 Stichproben berechneten Standardschätzfehler ($\hat{\sigma}$) sind hier zwei- bis dreimal so hoch wie bei den übrigen Modellparametern.

Um die Ergebnisse zwischen den beiden Methoden vergleichen zu können, sind in **den** Tabellen 7a und 7b bei Analysen auf der Basis von Varianzen und Kovarianzen die Schätzwerte für die (voll-) standardisierten Ladungen aufgeführt und nicht die ursprünglichen Schätzungen des unstandardisierten Modells.[12] Bei den Faktorladungen ergeben sich deutliche Unterschätzungen der korrekten Werte. (Die hiervon abweichende positive Verzerrung bei λ_{31} ist eine Folge der erwähnten Multikolinearität. Dieses Ergebnis kann vor allem darauf zurückgeführt werden, daß die Korrelationen bei der Mißachtung des Skalenniveaus im Durchschnitt geringer ausfallen als die entsprechenden polychorischen Korrelationen. Da geringere (standardisierte) Ladungen mit höheren Meßfehlervarianzen korrespondieren, werden die Meßfehler also eher überschätzt. Als Folge werden auch Beziehungen zwischen den latenten Variablen eher überschätzt. Diese Überschätzung ist allerdings in diesem Fall praktisch kaum höher als die entsprechende Verzerrung bei der Analyse polychorischer Korrelationen.

Tabelle 7b: Genauigkeit der Parameterschätzungen (Modell M1)
b: variierende Schwellenwerte

	Methode					
	Analyse polychorischer Korrelationen			Analyse von Varianzen und Kovarianzen		
Parameter	Bias	$\hat{\sigma}$	MSE	Bias	$\hat{\sigma}$	MSE
$\rho_{21}=0.8$	.008	.033	.00111	.011	.036	.00136
$\lambda_{11}=0.8$	-.016	.038	.00166	-.058	.035	.00452
$\lambda_{21}=0.6$	-.027	.023	.00125	-.062	.023	.00437
$\lambda_{31}=0.5$	.004	.117	.01300	-.044	.114	.01431
$\lambda_{32}=0.5$	-.005	.118	.01329	-.003	.115	.01248
$\lambda_{42}=0.6$	-.015	.037	.00153	-.098	.030	.01046
$\lambda_{52}=0.8$	.001	.033	.00106	-.067	.033	.00551
Mittelwert	-.007	.057	.00470	-.046	.055	.00757

Kommen wir nun zu den Ergebnissen bei zufällig variierenden Schwellenwerten. Auch hier zeigt der Vergleich der beiden Methoden die erwähnten Unterschiede: Basiert die Analyse auf polychorischen Korrelationen, sind die durchschnittlichen Verzerrungen **der** geschätzten Modellparameter deutlich geringer. Bei einem genaueren Vergleich der

12 Werden die Parameter der Modelle M1 bis M3 auf der Basis der polychorischen Korrelationen geschätzt, sind standardisierte und unstandardisierte Schätzungen identisch.

beiden Tabellen fällt auf, daß das Multikolinearitätsproblem nicht so stark durchschlägt. Die Ladungen λ_{31} und λ_{32} sind nicht stärker verzerrt als die übrigen Ladungen. Deutlich höher ist hier nur die Streuung der Schätzwerte. Generell sind die Streuungen der Parameterschätzungen jedoch kaum höher als bei den Stichproben mit festen Schwellenwerten. Dieses Ergebnis legt eine Interpretation nahe, nach der die zufällig variierenden Schwellenwerte faktisch wie eine Erhöhung der tatsächlichen Meßfehlervarianz wirken. Aufgrund der dadurch etwas geringeren Korrelationen der Indikatoren wird das Multikolinearitätsproblem entschärft.

Die bisher berichteten Ergebnisse weisen darauf hin, daß es bei der Mißachtung der Ordinalität der Daten zwar möglich ist, fehlspezifizierte von korrekten Modellen zu unterscheiden, daß die Schätzung der Modellparameter aber genauer wird, wenn das Meßniveau durch vorgeschaltete Schwellenwertmodelle berücksichtigt wird. Solange man nur an der Modellstruktur interessiert ist, kann hiernach die Analyse auch auf der Basis der Varianzen und Kovarianzen kategorialer Variablen erfolgen.

Tabelle 8: Detailergebnisse des fehlspezifizierten Modells

	feste Schwellenwerte		variierende Schwellenwerte	
	Analyse polychorischer Korrelationen	Analyse von Varianzen	Analyse polychorischer Korrelationen	Analyse von Varianzen
LM(λ_{32})	11.261	12.471	14.297	15.578
$\hat{\sigma}$(LM)	5.664	5.995	5.565	5.838
LM > 4	19 / 20	19 / 20	19 / 20	20 / 20
LM > 7	16 / 20	17 / 20	19 / 20	20 / 20
Maximum	10 / 20	10 / 20	14 / 20	13 / 20
Negative Varianzen	6 / 20	0 / 20	3 / 20	0 / 20

Wenn - was in der Praxis der Regelfall sein dürfte - das ursprünglich spezifizierte Modell nicht auf die Daten paßt, stellt sich aber auch die Frage, ob sich trotz der Mißachtung des Skalenniveaus auch Hinweise darauf finden lassen, in welche Richtung eine etwaige Modellmodifikation gehen sollte. Ein Kriterium, das bei Modellmodifikationen oft verwendet wird, ist der Lagrange-Multiplier- oder Score-Test (LM-Test). [13] 13

13 In der LISREL-Programmausgabe werden univariate LM-Tests als 'Modifikationsindizes' bezeichnet.

Im fehlspezifizierten Modell (M2 aus Abbildung 4) sollte der LM-Test bei der ausgelassenen Ladung λ_{32} durch hohe Werte auf diesen Fehler der Modellspezifikation hinweisen. Bei ansonsten korrekten Modellannahmen ist die Teststatistik asymptotisch chiquadratverteilt. Als Faustregel hat sich eingebürgert, Modifikationsindizes als bedeutsam zu betrachten, die größer als 7 sind. In Tabelle 8 ist neben dem Durchschnittswert und der Standardabweichung der LM-Tests über die 20 Stichproben auch angegeben, in wievielen der Stichproben die Teststatistik größer 4 bzw. größer 7 ist. Der kleinere Wert entspricht einem Signifikanzniveau von etwa 5 %.

Die Ergebnisse sind recht eindeutig. Unabhängig davon, ob die Schwellenwerte fest oder variierend sind, und unabhängig davon, ob polychorische Korrelationen analysiert werden oder die Varianzen und Kovarianzen der kategorialen Variablen, der Durchschnittswert der LM-Test liegt stets deutlich über 10. Bei variierenden Schwellenwerten ist der Durchschnittswert eher noch höher als bei festen Schwellenwerten. Geringfügig höher ist er auch bei der Ignorierung des ordinalen Meßniveaus. In der Tabelle ist weiter aufgeführt, wie oft die LM-Teststatistik für λ_{32}, verglichen mit den Werten für andere Modellparameter maximal ist. Dies trifft in mindestens der Hälfte aller Stichproben zu. Bei der Analyse polychorischer Korrelationen weisen zudem negative Varianzen bei den Meßfehlern in sechs bzw. drei Stichproben darauf hin, daß das Modell nicht korrekt spezifiziert ist. Die Werte in Tabelle 8 lassen den Schluß zu, daß es nicht nur möglich ist, fehlspezifizierte Modelle von korrekten Modellen zu unterscheiden, sondern auch, Hinweise auf die Ursache einer schlechten Anpassung an die Daten zu finden. Anhand der Werte in Tabelle 9 läßt sich prüfen, ob auch umgekehrt gilt, daß der überflüssige Parameter λ_{51} im überparametrisierten Modell (M3 aus Abbildung 4) entdeckt wird.

Aufgeführt ist zum einen der durchschnittliche Schätzwert für diesen Parameter ($\bar{\lambda}_{51}$). Obwohl der Wert in der Grundgesamtheit null ist, ergeben sich bei allen vier Versuchsbedingungen im Mittel negative Werte. Zu beachten ist allerdings, daß die von LISREL 8 berechneten Standardschätzfehler im Durchschnitt sehr hoch sind. Infolgedessen sind die Absolutbeträge der T-Werte, die sich durch Division der Parameter durch ihre Standardschätzfehler ergeben, im Durchschnitt eher klein. Da die T-Werte asymptotisch normalverteilt sein sollen, kann mit ihnen die Signifikanz eines Parameters geschätzt werden. Tatsächlich tritt in keiner einzigen Stichprobe ein signifikanter Wert auf. Die Überparametrisierung der Modelle wird danach also genauso entdeckt wie das Nichtberücksichtigen von Parametern.

Aus der letzten Zeile von Tabelle 9 wird ersichtlich, daß das überparametrisierte Modell nicht in allen 20 Stichproben geschätzt werden konnte. Vor allem bei der Analyse von Varianzen und Kovarianzen brach der Schätzalgorithmus nach Erreichen der maxi-

Tabelle 9: Detailergebnisse des überparametrisierten Modells

	feste Schwellenwerte		variierende Schwellenwerte	
	Analyse polychorischer Korrelationen	Analyse von Varianzen	Analyse polychorischer Korrelationen	Analyse von Varianzen
$\bar{\lambda}_{s1}$	−0.331	−0.368	−0.290	-0.171
durchschnittlicher Standardfehler	0.318	0.358	0.688	0.331
$\lvert\bar{T}\rvert$	0.596	0.647	0.739	0.797
Streuung der T-Werte	0.308	0.361	0.488	0.439
Signifikanz (α=5%)	0 / 17	0 / 13	0 / 19	0 / 17
Keine Konvergenz	3 / 20	7 / 20	1 / 20	3 / 20

malen Iterationszahl ab, ohne zu einer Lösung konvergiert zu haben. Das Nichterreichen der Konvergenz kann ebenfalls als ein Hinweis interpretiert werden, daß das spezifizierte Modell möglicherweise nicht optimal ist. Allerdings ist es in solchen Fällen oft recht schwer, die Ursache des Problems zu lokalisieren.

Diskussion

Die in diesem Beitrag vorgestellte Monte-Carlo-Simulationsstudie hat gezeigt, daß es . möglich ist, lineare Strukturgleichungsmodelle bei ordinalen Daten anzuwenden. Selbst wenn man die Ordinalität der Daten ignoriert und die Varianzen und Kovarianzen der durchnumerierten kategorialen Variablen analysiert, können korrekt spezifizierte lineare Modelle identifiziert und Fehlspezifikationen als auch Überparametrisierungen entdeckt und deren Ursachen lokalisiert werden. Wird die Ordinalität der Daten mit Hilfe von vorgeschalteten Schwellenwertmodellen im Analysemodell berücksichtigt, können zudem die Parameterwerte eines korrekt spezifizierten Modells recht genau geschätzt werden. Bislang noch unbekannt war, daß dies selbst dann gilt, wenn die Schwellenwerte nicht - wie üblicherweise angenommen - konstant sind, sondern zufällig über die Untersuchungseinheiten variieren.

Dieses an sich sehr positive Ergebnis muß jedoch relativiert werden. Da es auf einer Monte-Carlo-Simulation beruht, bezieht es sich auf die im Untersuchungsdesign festgelegte spezifische Datenkonstellation. Verallgemeinerungen können sich als falsch erweisen. Es scheint daher ratsam, sich die Besonderheiten dieser Untersuchung vor Augen zu führen.

Diese betreffen bereits das lineare Modell, mit dem die Daten erzeugt worden sind. Es handelt sich hier um ein relativ einfaches Faktorenmodell mit nur fünf Indikatoren. Offen bleibt, ob die Ergebnisse auch so eindeutig ausgefallen wären, wenn eine komplexere Struktur untersucht worden wäre, bei der Meßfehler korrelieren, die meisten Indikatoren durch mehrere Faktoren erklärt würden und die latenten Variablen durch ein differenziertes Kausalmodell verbunden wären. Da das datengenerierende Modell nur wenige Variablen umfaßt, ist auch das Ausmaß der untersuchten Fehlspezifikation nicht sehr hoch.

Die zunächst metrischen Indikatoren sind in ordinale Variablen mit jeweils vier Kategorien transformiert worden. Es ist eher unwahrscheinlich, daß bei einer höheren Anzahl von Kategorien die Ergebnisse ungünstiger ausfallen. Umgekehrt ist aber durchaus denkbar, daß bei dichotomen oder trichotomen Variablen die Ignorierung des Meßniveaus problematischer ist. Insofern kann die oben erwähnte Aussage von ***Bentler und Chou***, nach der bei weniger als vier Kategorien die Ordinalität von Daten nicht ignoriert werden sollte, aufgrund meiner Ergebnisse nicht abgeschwächt werden.

In dieser kleinen Monte-Carlo-Studie wurde auch nicht untersucht, ob sich die Ergebnisse ändern, wenn die metrischen Variablen nicht normalverteilt sind. Die Annahmen des klassischen Schwellenwertmodells wurden nur dahingehend abgeschwächt, daß die Schwellenwerte in einer Versuchsbedingung zufällig um jeweils einen Wert schwankten. Diese Einführung variierender Schwellenwerte kann nur ein erster Schritt einer tiefergehenden Analyse sein. Insbesondere ist noch zu klären, welche Auswirkungen es hat, wenn die Schwellenwerte nicht zufällig, sondern systematisch variieren und diese Systematik mit den Variablen des Modells korreliert.

Trotz dieser Einschränkungen sollte doch deutlich geworden sein, daß ein prinzipielles Ablehnen der Anwendung linearer Modelle bei ordinalen Daten durch den pauschalen Verweis auf das fehlende metrische Skalenniveau nicht angebracht ist. Genauso verkehrt wäre es aber, daraus umgekehrt zu schließen, daß alle ordinalen Daten mit linearen Modellen analysiert werden können. Die zentrale Voraussetzung der Anwendung linearer Modelle ist, daß die ordinalen Daten als ungenaue Erfassung metrischer Größen aufgefaßt werden können. Diese Voraussetzung kann meiner Ansicht nach weder als

grundsätzlich nicht erfüllbar noch als grundsätzlich erfüllt gelten, sondern muß in jedem Einzelfall neu durchdacht werden.

Literatur

Bentler, Peter M.; Chou Chih-Ping, 1987:
Practical Issues in Structural Modeling. In: Sociological Methods and Research, 16, S. 78-117.

Bentler, Peter M.; Wu, Eric J.C., 1993:
EQS/Windows User's Guide. Los Angeles: BMDP Statistical Software, Inc.

Jöreskog, Karl G.; Sörbom, Dag 1993a:
PRELIS 2: User's Reference Guide. Chicago: Scientific Software International, Inc.

Jöreskog, Karl G.; Sörbom, Dag 1993b:
LISREL 8: 2 User's Reference Guide. Chicago: Scientific Software International, Inc.

Jöreskog, Karl G.;Sörbom, Dag 1993c:
LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language. Chicago: Scientific Software International, Inc.

Kriz, Jürgen 1981:
Methodenkritik empirischer Sozialforschung, Stuttgart: Teubner.

Kromrey, Helmut 1986:
Empirische Sozialforschung. 3. Auflage, Opladen: Leske u. Budrich (UTB).

Schepers, Andreas; Arminger, Gerhard 1992:
MECOSA version 2.0: User Guide, Zürich: SLI-AG.

Schnell, Rainer; Hill, Paul; Esser, Elke 1993:
Methoden der empirischen Sozialforschung. 4. Auflage, München: Oldenbourg.

Log-multiplikative Modelle zur Bestimmung der Assoziation zwischen qualitativen Variablen mit inkonsistent geordneten Kategorien

von Roland Däumer [1]

Zusammenfassung

Variablen, deren Kategorien nur teilweise eine konsistente Rangfolge beschreiben, kommen in sozialwissenschaftlichen Untersuchungen häufig vor. Eine Möglichkeit, noch diesen "Rest" an ordinaler Information ausschöpfen zu können, bieten log-multiplikative Analyseverfahren. Es können simultan multivariate Abhängigkeiten sparsam bestimmt und die interessierenden Variablen skaliert werden. Da log-multiplikative Modelle bisher nur sehr selten angewendet wurden, soll in diesem Beitrag ihre Brauchbarkeit demonstriert werden.

Abstract

Variables whose categories only partly describe a consistent order often occur in social science inquiries. Log-multiplicative models provide a method to analyze even the remaining ordinal information found in these variables. Such models are able to parsimoniously determine multivariate dependencies and simultaneously scale the variables of interest. Since log-multiplicative models have rarely been used, this article is intended to demonstrate their effectiveness.

In Heft 27 der ZA-Information hat ***Ludwig-Mayerhofer*** (1990) im Anschluß an die Arbeiten von ***Kühnel/Jagodzinski/Terwey*** (1989) und ***Urban*** (1990) multivariate Logit-Modelle zur Analyse ordinalskalierter abhängiger Variablen vorgestellt. In dieser Arbeit soll demonstriert werden, wie ein in der deutschen Soziologie bisher weitgehend unbekanntes Analyseverfahren dazu genutzt werden kann, den ordinalen Charakter von Variablen zu berücksichtigen, deren Ausprägungen nur teilweise in eine eindeutige Rangfolge gebracht werden können. Dabei handelt es sich um log-multiplikative Modelle, die im Rahmen der Kontingenztabellenanalyse vor allem von ***Goodman*** (1979) und ***Clogg*** (1982a) entwickelt worden sind. Hierbei wird zunächst in aller Kürze eine soziologische Fragestellung anhand einiger gängiger Hypothesen über die Folgen der Bildungsexpansion entwickelt, die die zu untersu-

1 Dipl.-Soz. ***Roland Däumer*** ist wissenschaftlicher Mitarbeiter des Instituts für Soziologie an der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Emil-Abderhalden-Str. 7, D-06099 Halle.

chenden Variablen liefert und das Anwendungsfeld der Methode verdeutlicht. In einem zweiten Schritt soll dann die am wenigsten restriktive Version dieser Modelle genauer erläutert werden, um einen ersten Einblick in die statistischen Grundlagen des Verfahrens zu gewinnen. Anschließend wird ein multivariates Modell im Zusammenhang mit der im ersten Abschnitt entwickelten Fragestellung vorgestellt und berechnet. Hier erfolgt eine ausführliche Interpretation des Modells und der ermittelten Befunde mit dem Ziel, die inhaltliche Bedeutung der geschätzten Koeffizienten möglichst gut nachvollziehbar zu machen. Dabei soll deutlich werden, daß die Berechnung log-multiplikativer Modelle neben der Skalierung unvollständig geordneter Kategorien inhaltlich wertvolle Informationen liefert, die die Zusammenhangsstruktur der interessierenden Variablen beschreibt. Der Anhang schließlich dokumentiert das zur Berechnung der in dieser Arbeit diskutierten log-multiplikativen Modelle verwendete Statistikprogramm.

1. Fragestellung und Analyseproblem

In der Fülle der Beiträge über die Entwicklung des Bildungssystems in der Bundesrepublik Deutschland in den achziger Jahren erregen die Thesen ***Becks*** (1986) besondere Aufmerksamkeit. Seiner Ansicht nach büßte das Bildungssystem im Verlaufe der 80er Jahre seine statusverteilende Funktion ein (ebd., S. 244). Denn, so ***Beck***, empirische Untersuchungen belegen, daß "sich zwischen 1970 und 1982 die Wahrscheinlichkeiten, mit einem höheren Bildungsabschluß auch einen Zugang zu der jeweils statushöheren Position zu erhalten, dramatisch verringert (haben)" (ebd., S. 243). Diese Entwicklung führt der Autor darauf zurück, daß sich die chancenverteilende Funktion des Bildungssystems in das Beschäftigungssystem verlagerte, so daß eine "Refeudalisierung", eine "Renaissance ständischer Zuweisungskriterien" (ebd., S. 248) erfolgen konnte. Selektionskriterien haben seither erneut an Bedeutung gewonnen, die historisch vor den Ausbildungsreformen galten und "mit dem Ausbau der Bildungsgesellschaft gerade überwunden werden sollten: nämlich Zuweisungen qua Geschlecht, Alter, Gesundheit, aber auch Gesinnung, Auftreten, Beziehungen, regionale Bindungen usw." (ebd., S. 248). Wenn ***Beck*** auf empirische Untersuchungen zur Bestätigung seiner Hypothese über den Verlust der statusverteilenden Funktion des Bildungsystems verweist, bezieht er sich auf einen Beitrag ***Handls*** (1986), der im Kontext der Analysen ***Blossfelds*** (1985) zur beruflichen Chancenstruktur von Berufsanfängern entstand (vgl. auch ***Beck*** 1985; hier findet sich die direkte Referenz zu Handls Untersuchung). ***Blossfeld*** (1985) beschreibt die Mechanismen, die zu einer Lockerung des engen Nexus zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem geführt haben sollen folgendermaßen:

"Eine Erklärung dafür liefern Verdrängungsprozesse, die in den siebziger Jahren im Beschäftigungssystem ablaufen. In dem Maße, wie der berufsstrukturelle Wandel mit der rasch ansteigenden Zahl hoch- und höherqualifizierter Absolventen nicht mehr Schritt halten kann, sind immer mehr qualifizierte Bewerber gezwungen, auf Berufspositionen auszuweichen, die traditionell unteren Absolventengruppen zugeordnet waren. Daraus folgt aber, daß man bei Kenntnis des Ausbildungsabschlusses in den Jahren 1978 und 1982 die Berufsposition eines Berufsanfängers nicht mehr so genau vorhersagen kann, wie das im Jahre 1970 noch möglich war" (ebd., S. 135).

Ergänzend stellt ***Handl*** (1986) fest, daß für die bislang letzte Phase der Bildungsexpansion '"Bildungsrenditen' im Sinken begriffen sind" und zwar insofern, als "sich die Wahrscheinlichkeit, über zusätzliche Ausbildungsinvestitionen auch Zugang zur jeweils höheren Stufe in der beruflichen Statushierarchie zu erhalten", im Vergleich zu Berufsanfängerkohorten früherer Zeitpunkte, verringert hat (ebd., S. 42). Dies führt er in analoger Weise darauf zurück, daß die zunehmend größere Zahl von formal höher Qualifizierten in den traditionellen Berufsfeldern keine Beschäftigungsmöglichkeit mehr findet, es somit zu einem Verdrängungswettbewerb kommt, in dessen Verlauf "sich die alten, vergleichsweise eindeutigen Verknüpfungen von Bildungsabschlüssen und Berufschancen zu lockern beginnen" (1986a, S. 130). Während ***Beck*** also Refeudalisierungserscheinungen als Ursache einer Abschwächung der allokativen Wirkung von Bildungszertifikaten identifiziert, führen ***Blossfeld*** und ***Handl*** dies auf Verdrängungsprozesse zurück.

Gegen das hier knapp skizzierte Verlaufsmuster der Argumentation lassen sich eine ganze Reihe gewichtiger Einwände anführen. Für die Zielsetzung dieser Arbeit sollen die folgenden Aspekte genügen: Erstens gingen die verschiedenen Ansätze der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (u.a. ***Teichler/HartunglNuthmann***, 1976) von der Grundannahme aus, daß auch in den achtziger Jahren ein enger Konnex zwischen Bildungszertifikaten und beruflichen Chancen bestehen sollte und zwar insofern, als Informationen aus dem Bildungssystem im Verhältnis zu alternativen, vom Bildungssystem abgehobenen Auswahlkriterien des Beschäftigungssystems, nicht an Gewicht verlieren würden. Zweitens ist ***Blossfeld*** und ***Handl*** zu entgegnen, daß ein Verdrängungsprozeß nicht notwendigerweise zu einer schwächeren Anbindung beruflicher Chancen an den Nachweis von Ausbildungszertifikaten führt. Eher ist über die formale Abstufung der Bildungsabschlüsse hinweg insgesamt eine weitgehende Konstanz der Vorteilsstruktur wahrscheinlich: je deutlicher sich ein Verdrängungsprozeß abzeichnet, desto eher bleibt der relative Chancenvorteil des jeweils höheren Ausbildungsniveaus im Vergleich zu einem niedrigeren erhalten. Mögen sich beispielsweise auch die Berufschancen von Hochschulabsolventen weniger eindeutig gut entwickeln, so gestalten sie sich um so mehr eindeutig schlecht für formal weniger Qualifizierte. Drittens fällt ***Becks*** enge historische Perspektive auf, die einen Zeitraum von nur 12 Jahren umfaßt. Vor diesem Hintergrund läßt sich dann natürlich jede Veränderung zwischen 1970 und 1982 als tiefgreifende Zäsur oder als Umbruch interpretieren. So läßt sich auch nicht entscheiden, ob es sich bei den monierten Veränderungen lediglich um eine Stabilisierung von Trends handelt, die schon seit dem Bestehen der Bundesrepublik zu beobachten sind. Viertens ist natürlich die Entwicklung geschlechtsspezifischer Arbeitsmarktchancen ausdrücklich zu berücksichtigen. Ist der von ***Beck*** behauptete dramatische Funktionsverlust des Bildungssystems kennzeichnend für junge Männer ebenso wie für junge Fragen? Oder konnten insbesondere Frauen, vor dem Hintergrund der sich vollziehenden Veränderungen im Beschäftigungssystem, ihre Investitionen in Ausbildung immer weniger auch in berufliche Chancen umsetzen?

Aus dieser Kritik leitet sich folgender Analyseplan ab: Um Veränderungen in der Koppelung von Bildungs- und Beschäftigungssystem während des von ***Beck*** thematisierten Zeitraumes richtig einschätzen zu können, soll im Rückblick auf die gesamte Nachkriegsperiode die berufliche Erstplazierung von unterschiedlich qualifizierten jungen Frauen und Männern vergleichend untersucht werden.

2. Datenbasis und Klassifikation

Die Überprüfung der Hypothesen wird auf der Grundlage der Daten des Sozioökononomischen Panels durchgeführt. Das Panel bietet den Vorteil, daß in der dritten Welle (1986) nicht nur explizit nach der beruflichen Erstplazierung gefragt wurde, sondern auch das Merkmal "Alter zum Zeitpunkt der ersten regelmäßigen beruflichen Tätigkeit" erhoben wurde. Folglich kann die Subpopulation der Berufsanfänger exakter abgegrenzt werden als es beispielsweise im Rahmen der Mikrozensen der Volks- und Berufszählung bisher möglich war.

Da es in der Analyse darum geht, den Effekt von Bildungsdifferenzen in historisch unterschiedlichen Bedingungskonstellationen zu bestimmen, ist es sinnvoll, Erwerbseintrittskohorten zu bilden. Diese sollten in etwa die im Verlaufe der Nachkriegszeit sich verändernde Relation zwischen der Anzahl unterschiedlich qualifizierter Bewerber und der Gelegenheitsstruktur im Beschäftigungssystem widerspiegeln. Ausgehend von der besonderen Situation zu Beginn der 50er Jahre - ein vergleichsweise niedriger Anteil höchstqualifizierter Einstiegspositionen, ein hoher Anteil von Frauen in niedrigqualifizierten manuellen Berufen - nimmt im Verlaufe der Bildungsreformen der 60er und frühen 70er Jahre parallel zu einem ständig wachsenden Angebot höher qualifizierter Bewerber auch das Angebot an entsprechenden beruflichen Einstiegspositionen zu. Seit den späten 70er Jahren kommt es dann im Zuge der Bildungsexpansion, der geburtenstarken Jahrgänge, wirtschaftlicher Rezession, sowie dem Auslaufen der schnellen Expansion des wohlfahrtstaatlichen Sektors vermehrt zu "Abstimmungs"-Problemen zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem und ihren Folgeerscheinungen. Um diesen historisch unterschiedlichen Bedingungskonstellationen gerecht zu werden, gleichzeitig aber auch zu berücksichtigen, daß für eine statistische Analyse die Zellenbesetzungen der Kontingenztabellen nicht zu klein sein dürfen, lassen sich immerhin vier Berufseintrittskohorten abgrenzen, die zwischen 1947 und 1986 je einen Zeitraum von 10 Jahren umfassen.

Weil neben dem Zeitpunkt des Berufseintritts auch nach dem Geschlecht des Befragten zu differenzieren ist, können die Ausbildungsabschlüsse nur in eine recht grobe Gliederung unterteilt werden. Die Gliederung sollte trotzdem die hierarchisch abgestuften Niveaus des allgemeinbildenden Schulwesens, als auch die unmittelbare vorberufliche Ausbildung wie Lehre, Berufsfachschule, Handelsschule, Schule des Gesundheitswesens oder Beamtenaus-

bildung zum Ausdruck bringen. Dementsprechend ergibt sich die in Tabelle 1 dargestellte Klassifikation.

- Universitäts- oder Fachhochschulabschluß
- Abitur
- Fachhochschulreife oder Mildere Reife mit vorberuflicher Ausbildung
- Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Ausbildung
- Hauptschulabschluß oder weniger ohne vorberufliche Ausbildung

Tabelle 1: Klassifikation der Bildungsvariablen

Das Sozioökonomischen Panel enthält für den Zeitpunkt der beruflichen Erstplazierung nicht nur Informationen zur genauen beruflichen Funktion (Berufstitel) des Befragten, sondern auch zur beruflichen Stellung. Zur Erfassung des strukturellen Wandels im Beschäftigungssystem kann deshalb ein gut bewährtes Klassifikationsschema, das Klassenschema nach ***Goldthorpe,*** erstellt werden (vgl. ***Goldthorpe*** 1980). Dieses Schema erlaubt es, das gesamte Spektrum beruflicher Positionen auf der Grundlage von Kriterien der Marktlage und Beschäftigungsbeziehungen theoretisch sinnvoll zu einer begrenzten Anzahl von Kategorien zusammenzufassen. Für die berufliche Erstplazierung von Frauen und Männern resultiert demnach die in Tabelle 2 aufgeführte Gliederung.

- "Obere Dienstklasse"
  Akademische professionelle Berufe; leitende Angestellte und Beamte in staatlicher Verwaltung und großen privaten Unternehmen; Manager großer Produktionsbetriebe; Selbständige mit mehr als 10 Mitarbeitern
- "Untere Dienstklasse"
  Semiprofessionen; qualifizierte Techniker und graduierte Ingenieure; Manager kleiner Betriebe; Arbeitsgruppenleiter und qualifizierte Sachbearbeiter in der öffentlichen und privaten Verwaltung
- "Ausführende Nicht-Manuelle"
  Nicht-manuell tätige Angestellte in Verwaltung und Handel mit Routinetätigkeit, Verkäufer und Personen, die einfache Dienstleistungen erbringen
- "Kleinbürgertum"
  Selbständige außerhalb der Landwirtschaft, höchstens 10 Mitarbeiter
- "Selbständige Landwirte"
- "Arbeiterelite"
  einfache Techniker, die teilweise manuell tätig sind; Meister, Vorarbeiter
- "Facharbeiter"
- "Un- oder angelernte Arbeiter"
- "Arbeiter in der Landwirtschaft"

Tabelle 2: Klassifikation der beruflichen Positionen nach ***Goldthorpe***

Leider haben Berechnungen ergeben, daß Positionen des "Kleinbürgertums" und der selbständigen Landwirte zu schwach besetzt sind, um bei der statistischen Analyse berücksichtigt werden zu können. Aus theoretischer Perspektive ist diese Entscheidung allerdings nicht zu problematisch, denn Zugänge zu diesen "besitzenden Klassen" hängen von wesentlich anderen Faktoren ab, als dem erreichten Ausbildungsniveau zu Beginn der individuellen Erwerbsbiographie (vgl. u.a. ***Müller*** 1978, ***Handl*** 1986, ***Bögenhold*** 1985). Mit Ausnahme der Besitzklassen erhalten wir dann für Frauen und Männer jeweils für den Erwerbseintrittszeitraum zwischen 1947 bis 1956, 1957 bis 1966, 1967 bis 1976 sowie 1977 bis 1986 eine Übergangsmatrix zwischen Ausbildungsabschluß und erster beruflichen Position (vgl. Tabelle 3).

	Klasse I	II	III	VI	VII	VIII	IX
Ausbild.	Kohorte	1947 - 56					
A	5/11	16/10	1/1	0/0	0/1	0/1	0/0
B	1/6	5/21	5/3	0/5	0/3	0/1	0/3
C	2/5	23/15	29/15	1/6	4/49	4/6	0/2
D	0/2	21/9	82/26	4/7	54/275	38/48	3/18
E	0/0	5/0	41/1	0/0	11/15	161/36	15/21
	Kohorte	1957 - 66					
A	9/24	18/16	5/0	0/1	0/1	0/1	0/1
B	0/8	15/12	5/5	0/6	2/14	0/0	0/0
C	1/2	42/31	46/20	6/11	1/14	2/0	0/0
D	3/0	52/23	154/24	9/18	54/253	27/22	3/5
E	0/0	1/0	31/2	1/0	6/10	81/18	2/6
	Kohorte	1967 - 76					
A	10/40	37/21	3/0	0/2	0/3	0/1	0/0
B	3/8	14/14	11/4	0/7	2/7	2/2	1/0
C	1/4	57/53	61/20	8/24	3/44	4/7	0/2
D	0/0	54/14	150/27	11/18	49/197	15/31	1/8
E	0/0	3/0	16/1	3/1	2/15	64/24	0/3
	Kohorte	1977 - 86					
A	17/40	27/26	2/0	0/2	0/1	0/2	0/0
B	1/4	34/13	25/4	2/0	3/8	5/1	2/1
C	0/2	57/26	58/26	7/17	12/59	3/10	3/2
D	1/0	26/2	87/7	5/4	40/150	20/28	2/6
E	0/0	2/0	18/1	0/1	6/17	37/30	1/2

Ausbildung: Universitäts- oder Fachhochschulabschluß (A), Abitur (B), Fachhochschulreife oder Mittlere Reife mit vorberuflicher Ausbildung (C), Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Ausbildung (D), Hauptschulabschluß o. weniger ohne vorberufliche Ausbildung (E).
Klassenlage: Obere Dienstklasse (I), Untere Dienstklasse (II), Ausführende Nicht-Manuelle (III), Arbeiterelite (VI), Facharbeiter (VII), Un- oder angelernter Arbeiter (VIII), Arbeiter in der Landwirtschaft (IX).

Tabelle 3: Häufigkeiten der Abhängigkeit der ersten regelmäßigen beruflichen Tätigkeit vom Ausbildungsniveau für Frauen (jeweils die erste Ziffer) und für Männer

3. Log-multiplikative Modelle zur Messung der Assoziation zwischen qualitativen Variablen

An dieser Stelle ist zunächst die immer noch hohe Anzahl von gering besetzten Kategorien in Rechnung zu stellen. Im Kontext multivariater Analyseverfahren, die auf kreuztabellierten Daten ansetzen, ergibt sich dieses Problem bekanntlich sehr schnell. Dadurch schränken sich die Anwendungsmöglichkeiten deutlich ein. So kann der "Likelihood-Ratio" als inferenzstatistisches Maß nur herangegezogen werden, sofern die Bedingungen für Likelihood-Quotienten-Tests (nicht zu viele erwartete Häufigkeiten unter 1) erfüllt sind. Im vorliegenden Fall ergeben sich Schwierigkeiten, vor allem hinsichtlich der niedrigen Fallzahlen der Arbeiter in der Landwirtschaft. Ein weiterer Ausschluß von Kategorien aus den Berechnungen ist aus theoretischen Gesichtspunkten allerdings nicht geboten. Faßt man hingegen mehrere Berufspositionen zusammen, dann nimmt die Inhomogenität der Kategorien zu, die Identifizierbarkeit von Veränderungen der Assoziation zwischen Ausbildung und
beruflicher Position nimmt jedoch ab. Aus diesen Gründen gibt es hier keine wirklich befriedigende Lösung des Problems zu gering besetzter Kategorien, so daß die inhaltliche Interpretation der zu schätzenden Koeffizienten nur unter diesem Vorbehalt sinnvoll ist. Es sind deshalb weitere Untersuchungen erforderlich, um die aus dieser Arbeit resultierenden Befunde einschätzen und gegebenenfalls bestätigen zu können.

Im Rahmen der geplanten Analyse ist nun in einem nächsten Schritt zu erörtern, inwiefern das Klassifikationsschema von ***Goldthorpe*** eine ordinale Struktur aufweist, die sich explizit modellieren läßt. Problematisch ist zunächst, daß ***Goldthorpes*** Schema keine konsistente hierarchische Struktur aufweist bzw. die Kategorien nicht in eindeutiger Weise in eine bestimmte Abfolge gebracht werden können. So betont ***Goldthorpe*** (1980, S. 42), daß lediglich bei Mobilitätsbewegungen in die Obere und Untere Dienstklasse eindeutig von "Aufstiegsmobilität" gesprochen werden kann. Die Anordnung der übrigen Klassen in einer eindimensionalen Rangfolge von "oben" nach "unten" ist angesichts der Zuordnungskriterien (Einkommen, Arbeitsplatzsicherheit, Autorität, Autonomie) nicht durchführbar. Mögen beispielsweise Facharbeiter über höhere Arbeitsplatzsicherheit, Autorität und Autonomie verfügen als ihre an- und ungelernten Kollegen, so kann es beim Einkommen doch zu erheblichen Überschneidungen und Diskontinuitäten kommen. Das Schema läßt a priori höchstens eine gestufte Dreiteilung der Klassenpositionen als möglich erscheinen. In diesem Sinne bilden dann die beiden Dienstklassen einen oberen Bereich, die Klassen III, VI und VII repräsentieren die Mitte und die Positionen der un- und angelernten Arbeiter und Landarbeiter, also die Klassen VIII und IX, markieren die am wenigsten vorteilhaften Klassenlagen (vgl. ***Erikson/Goldthorpe*** 1987, S. 65f.). Streng genommen bilden also die verschiedenen Klassenpositionen kein konsistentes Kontinuum, denn weder die Ordnung der Kategorien ist genau bekannt, noch sind die Distanzen zwischen ihnen spezifiziert.

Würden wir also lediglich die uns vom Konstruktionsprinzip der jeweiligen Klassifikationen her definierten Rangfolgen berücksichtigen, wären wir im Kontext der Kreuztabellenanalyse lediglich in der Lage, loglineare oder multinomiale Logit-Modelle zu berechnen, wobei die, wenn auch recht unspezifische Rangfolge der Kategorien der Klassenvariablen nicht in Rechnung gestellt werden könnte. Dies bedeutet erstens einen Verlust an Information. Zweitens gehen im statistischen Sinne Freiheitsgrade verloren, die man besser hätte nutzen können, um weitere Aspekte des Variablenzusammenhangs zu erfassen und drittens wird, aus mehr inhaltlicher Perspektive, auf eine mögliche, viel sparsamere Beschreibung der Assoziationsstruktur verzichtet.

Um diesen Einschränkungen zu entgehen, wählen wir eine alternative Vorgehensweise. Ausgangspunkt ist die gemeinsame Verteilung der interessierenden qualitativen Variablen (in unserem Beispiel die Klassen- und die Ausbildungsvariable) und eben nicht die einzelne mehr oder minder ordinale Klassifikation. Jede dieser qualitativen Variablen kann dabei entweder ein nominales Attribut oder eine ordinale kategoriale Klassifikation repräsentieren, bei der weder die Ordnung der Kategorien noch die Distanzen zwischen ihnen bekannt sein müssen (vgl. ***Goodman*** 1985, 1986). Indem dann das Assoziationsmuster der gemeinsamen Verteilung untersucht wird, kann bestimmt werden, ob die Kategorien der einen Variablen im Verhältnis zu den Ausprägungen der jeweils anderen Variablen in eine bestimmte Abfolge gebracht werden können. Wenn also in unserem Fall das Klassenschema auch nach den eigenen Kriterien keine konsistente hierarchische Struktur aufweist, so möglicherweise doch im Verhältnis zu den erreichten Ausbildungsabschlüssen. Umgekehrt lassen sich Informationen über die berufliche Einstiegsposition dazu nutzen, eine Rangfolge unter den formalen Qualifikationsniveaus herzustellen. Wir müssen also nicht davon ausgehen, daß unabhängig der Beziehung zur jeweils anderen Variablen eine eindeutige Rangfolge zwischen den Ausprägungen besteht, sondern nehmen an, daß den Klassenpositionen und den Ausbildungsabschlüssen ein latentes Kontinuum insofern unterliegt, als es aus der gemeinsamen Verteilung bzw. Assoziation der Variablen abgeleitet werden kann. Da nun gerade das allgemeinste (eindimensionale) log-multiplikative Modell einen Ausdruck für qualitative Variablen in intrinsisch metrischen Termen liefert, ist es im Rahmen unseres Analyseproblems von besonderer Bedeutung. Im folgenden soll es deshalb genauer erörtert werden (vgl. *Agresti* 1983, ***Goodman*** 1979, 1981a, 1981b).

3.1 Goodmans "Modell-II"

Gehen wir vom einfachsten Fall aus *(Goodman* 1979): Gegeben sind zwei qualitative Variablen mit den Kategorien I und J, die gemeinsam eine I * J Kreuztabelle bilden. Bezeichnen wir die beobachteten Häufigkeiten der Tabelle mit f_{ij} und die erwarteten Häufigkeiten eines bestimmten Modells mit F_{ij}, wobei i=l,...,I; j=l,...J. Das interessierende log-

multiplikative Modell kann auf verschiedene Weisen beschrieben werden. Ich werde mich auf zwei Perspektiven beschränken. Die erste Formulierung ist:

$$F_{ij} = \alpha\, \beta_i\, \delta_j \exp\{\phi\, \mu_i\, \upsilon_j\}, \qquad (1)$$

wobei $\phi\, \mu_i\, \upsilon_j$ Potenzen von e, der Basis des natürlichen Logarithmus sind. Die β_i bezeichnen die "Zeileneffekte" auf F_{ij} und korrespondieren damit, die Zeilenrandverteilungen der F_{ij} in der Tabelle zu fitten, so daß $F_{i.} = f_{i.}$. Die δ_j bezeichnen "Spalteneffekte" auf F_{ij}, so daß $F_{.j} = f_{.j}$ und α bezieht sich auf den Fit der Stichprobengröße n. Die α, β_i und δ_j Parameter sind an dieser Stelle weniger von Bedeutung; das zentrale Interesse gilt der Interaktion oder Assoziation zwischen den zwei Variablen, die in Gleichung (1) durch die Exponenten von e beschrieben wird. Logarithmiert man Gleichung (1), resultiert:

$$\log F_{ij} = \log \alpha + \log \beta_i + \log \delta_j + \phi\, \mu_i\, \upsilon_j \qquad (2)$$

Sind μ_i und υ_j Konstanten, die nicht von den Daten geschätzt werden müssen und repräsentieren sie Scores für die einzelnen Kategorien der beiden Variablen (z.B. "Prestigescores", die beiden Variablen extrinsisch zugeordnet werden), dann ist das Modell identisch mit *Habermans* (1974) Modell der "linear-by-linear interaction". Das Produkt der Scores definiert dann einen linearen Interaktionsterm und ϕ wäre ein Koeffizient, der den Effekt des Interaktionsterms auf den Logarithmus von Fij beschreibt. Sind μ_i und υ_j gegeben, ist das Modell loglinear mit den Parametern α, β_i, δ_j und ϕ, so daß Standardmethoden loglinearer Analyse oder logistischer Regression direkt angewendet werden können. Dieselben Standardmethoden können angewendet werden, sind a priori entweder nur die Scores der Zeilenvariablen oder nur die Scores der Spaltenvariablen bekannt. Im ersten Fall variieren die geschätzten odds-ratios proportional zu den Distanzen zwischen den Scores der Zeilenvariablen und im zweiten Fall variieren sie proportional zu den Distanzen zwischen den Scores der Spaltenvariablen. Das erste Modell wird als "Column-effects model" bezeichnet und das zweite als "Row-effects model" (*Goodman*, 1979).

Nehmen wir nun an, daß die Kategorien beider Variablen a priori kein konsistentes Kontinuum bilden, d.h. weder die Ordnung der Kategorien bekannt ist, noch die Distanzen zwischen ihnen spezifiziert sind. In diesem Fall sind μ_i und υ_j zu schätzen und können nicht als Konstanten gewählt werden. Jetzt ist das Modell der Gleichung (1) - (2) kein log-lineares Modell, sondern erfordert komplexere Methoden, um den log-multiplikativen Ausdruck $(\phi\, \mu_i\, \upsilon_j)$ zu schätzen. Im einzelnen können dabei die Parameter μ_i und υ_j nach dem Maximum-Likelihood Verfahren ermittelt werden, indem die Assoziation zwischen den beiden Variablen maximiert und die entsprechende Teststatistik minimiert wird.

Gelingt ein angemessener Fit, so können die Parameter μ_i und υ_j dazu benutzt werden, die Kategorien beider Variablen zu skalieren. Es verbleibt jedoch ein Moment der Unbestimmtheit: nur Differenzraten der "Scores" sind identifiziert - zum Beispiel sind $(\mu_i - \mu_{i+1})/(\mu_{i+1} - \mu_{i+2})$ identifiziert, aber $\mu_i - \mu_{i+1}$, $\mu_{i+1} - \mu_{i+2}$, μ_{i+1} und μ_{i+2} sind es nicht. Schätzungen dieser Größen erfordern Wissen oder weitere Annahmen über Lokation und Skala der latenten stetigen Variablen, die den Kategorien unterliegt. *Clogg* (1982b) diskutiert dieses Problem und gibt ein Beispiel, auf welche Weise die Daten selbst eine bestimmte Wahl der Lokation und der Skala nahelegen.

Eine andere Möglichkeit, das Modell in Gleichung (1) zu beschreiben ist gegeben, wählt man folgende odds-ratio als Ausgangspunkt:

$$\Phi_{ij} = (F_{ij} F_{i+1,j+1}) / (F_{i,j+1} F_{i+1,j}), \qquad \text{wobei } i=1,\ldots,I-1;\ j=1,\ldots,J-1. \quad (3)$$

Jede odds-ratio mißt die Assoziation zwischen der Zeilen- und Spaltenvariablen in einer besonderen Region der Kreuztabelle, nämlich den 2 * 2 Untertabellen, gebildet aus je zwei Zeilen und Spalten. Das gesamte Set von (I-1) * (J-l) solcher odds-ratios enthält sämtliche Informationen über die Assoziation zwischen den Variablen. Setzt man nun Gleichung (1) in Gleichung (3) ein, resultiert:

$$\log \Phi_{ij} = \phi (\mu_{i+1} - \mu_i)(\upsilon_{j+1} - \upsilon_j) \quad (4)$$

Das Modell ist log-multiplikativ im Hinblick auf die Assoziationsindices und die Distanzen zwischen den Parametern μ_i und υ_j erscheinen explizit als Multiplikatoren von Phi. Ist die Ordnung der Zeilenvariablen konsistent, dann ist $\mu_i \leq \mu_{i+1}$ und die Distanzen $(\mu_{i+1} - \mu_i)$ sind alle positiv (gleiches gilt für υ_j). Das Produkt $(\mu_{i+1} - \mu_i)(\upsilon_{j+1} - \upsilon_j)$ wird dann ebenfalls positiv sein. Die Assoziation ist positiv, negativ oder Null, je nachdem ob Phi positiv, negativ oder Null ist.

Der Parameter Phi kann dabei verstanden werden als Index der "overall" Assoziation zwischen der Spalten- und der Zeilenvariablen, als globales Maß des Gesamtzusammenhangs *(Clogg* 1982b, S. 117), so daß ausschließlich die Distanzen "benachbarter" Kategorien, gemäß $(\mu_{i+1} - \mu_i)(\upsilon_{j+1} - \upsilon_j)$ spezifische Unterschiede und Variationen der Assoziation in den verschiedenen Regionen der Kreuztabelle messen (große Differenzen zwischen den Scores reflektieren einen starken Zusammenhang, kleine Differenzen einen schwachen).

3.2 Das Untersuchungsmodell

Zur Beantwortung der eingangs aufgeworfenen inhaltlichen Fragestellungen bedarf es der Berechnung des folgenden Analysemodells:

$$F_{ij(k,l)} = \alpha_{(k,l)}\, \beta_{i(k,l)}\, \delta_{j(k,l)} \exp\{\phi_{(k,l)}\, \mu_{i(k,l)}\, \upsilon_{j(k,l)}\}, \qquad (5)$$

wobei $F_{ij(k,l)}$ die erwartete Häufigkeit der i-ten (i=l,...,7) beruflichen Einstiegsposition bei gegebenem j-ten (j=l,...,5) formalen Ausbildungsniveau, dem k-ten (k=l,2) Geschlecht und der l-ten (1=1,...,4) Erwerbseintrittskohorte bezeichnet. Die $\phi_{(k,l)}$, $\mu_{i(k,l)}$ und $\upsilon_{j(k,l)}$ sind geschlechts- und kohortenspezifische Terme, die die Interaktion von Ausbildung und beruflichen Einstiegspositionen beschreiben, wobei $\mu_{i(k,l)}$ und $\upsilon_{j(k,l)}$ Sets von Scores repräsentieren, die zu den relativen Positionen entlang eines latenten Kontinuums von jeweils beruflichen Einstiegspositionen oder Ausbildungsabschlüssen korrespondieren.

Die zentrale Idee ist nun die, daß die bivariate Assoziation zwischen den beruflichen Positionen und Ausbildungsabschlüssen in den unterschiedlichen geschlechts- und kohortenspezifischen Kontexten untersucht wird, um mögliche Veränderungen im Konnex zwischen Ausbildung und Beruf zu erfassen. Verändert sich die Assoziation zwischen den Kontexten, so sollte dies durch die unmittelbar assoziationsabhängigen Parameter ϕ, μ_i und υ_j angezeigt werden. Dementsprechend mögen wir im Extremfall für jeden Kontext verschiedene ϕ–Werte und ein spezifisches Set von Zeilen- und Spaltenscores erhalten. Indem wir dann die (intrinsisch) generierten Klassen- bzw. Ausbildungsskalen gegenüberstellen, sollte schließlich ein Urteil darüber möglich sein, in welcher Richtung und mit welcher Dynamik sich die Abhängigkeit beruflicher Chancen von Ausbildungszertifikaten seit Kriegsende entwickelt hat.

Um nicht nur Differenzraten berücksichtigen zu können, empfiehlt es sich die Zeilen- (Ausbildung) und Spaltenscores (Klassenposition) durch einen Mittelwert von Null und einer Varianz von Eins zu identifizieren. Dies macht 0 interpretierbar im Sinne von Standardeinheiten der latenten Intervallskalen und ermöglicht einen Vergleich der Assoziationsindices zwischen den Kohorten und den Geschlechtern. Die Anzahl der Freiheitsgrade berechnet sich dann für *Goodmans* "Modell II" wie folgt:

df = rc-(l+(r-l)+(c-l)+l+(r-2)+(c-2))=(r-2)(c-2), wobei r= Anzahl der Kategorien der Spaltenvariablen und c= Anzahl der Kategorien der Zeilenvariablen. Wir benötigen also zwei Variablen mit mindestens je drei Ausprägungen, um ***Goodmans*** "Modell II" überhaupt berechnen zu können. Für das multivariate Modell ergibt sich die Anzahl der Freiheitsgrade entsprechend: df =((g (r-1) (c-l))-r-c+3)), wobei g= Anzahl der Ausprägungen der Kontextvariablen (z.B. Geschlecht und/oder Berufseintrittskohorten).

3.3 Analyse

Führen wir die Analyse durch, so ergeben sich die in Tabelle 4 aufgeführten Ergebnisse. Die Übersicht enthält eine Reihe von Maßen zur Beurteilung der Schätzergebnisse verschiedener log-multiplikativer Modelle. Zusätzlich zu L^2, der Likelihood-ratio Chi-Quadrat Statistik sind "R^2", die proportionale Reduktion in L^2 relativ zu $L^2(0)$, der Likelihood-ratio Chi-Quadrat von Modell 0 angegeben, sowie ein Dissimilaritätsindex ("D"), der über die Prozentsatzdifferenz zwischen den geschätzten Häufigkeiten eines gegebenen Modells und den tatsächlich beobachteten in der Kreuztabelle informiert. "R^2" berechnet sich nach $(L^2(0) - L^2(A)) / L^2(0)$, wobei $L^2(0)$ die Devianz von Modell 0 (dem "baseline"-Modell) und $L^2(A)$ die Devianz der alternativen Modelle (Modelle 1 bis 4) bezeichnet (vgl. ***Smith und Garnier*** 1986). Der Dissimilaritätsindex berechnet sich nach $D=(\Sigma|pij - Pijl) / 2$, wobei $pij = fij /N$ und $Pij = Fij /N$ (***Becker und Clogg,*** 1988).

Wir können jetzt dazu übergehen, die einzelnen Resultate zu diskutieren. Beginnen wir mit dem Modell MO, der "Null conditional association". Dieses Modell ist mit dem klassischen Modell der Unabhängigkeit von Zeilen (Ausbildung) und Spalten (berufliche Position) in jeder der acht geschlechts- und kohortenspezifischen Kontingenztabellen identisch. Bezogen auf das Untersuchungsmodell in Gleichung (5) entspricht es der Restriktion, daß $ø(k,l) = 0$, für alle i und alle j. Es geht also davon aus, daß in allen Kohorten sowohl für Männer als auch für Frauen kein Zusammenhang zwischen erreichtem Ausbildungsabschluß und erster beruflicher Position besteht. Diese Annahme widerspricht natürlich den Daten, wie aus der Teststatistik leicht abzulesen ist.

Das Modell M1, "homogene Zeilen- und Spalteneffekte", schätzt ein einziges Set von Scores für Ausbildungsabschlüsse und Berufspositionen. Es wird angenommen, daß diese Scores konstant sind und zwar sowohl über die Kohorten hinweg als auch zwischen den Geschlechtern. Obwohl damit noch nicht das am besten passende Modell gegeben ist, ist die Abnahme in L^2 mit 85%, bei nur neun weniger Freiheitsgraden, beeindruckend. Wie nicht anders zu erwarten, besteht also seit der unmittelbaren Nachkriegszeit für Männer und Frauen gleichermaßen eine sehr enge Anbindung beruflicher Chancen an den Nachweis von Ausbildungszertifikaten.

Modelle	L^2	*df*	"R^2"	"D"
M0: Null conditional association	2922,7	192	-	-
Frauen (n=2212)	1365,7	96	-	-
Männer (n=2338)	1557,0	96	-	-
Kohorte 1947-56 (n=1184)	700,8	48	-	-
Kohorte 1957-66 (n=1166)	702,8	48	-	-
Kohorte 1967-76 (n=1198)	803,3	48	-	-
Kohorte 1977-86 (n=1002)	715,7	48	-	-
M1: Homogene Zeilen- u. Spaltenef-fekte	435,9	183	0,85	0,099
M2: Geschlechtsspezifische Zeilen- u. Spalteneffekte	348,2	174	0,88	0,076
Frauen	171,8	87	0,87	
Männer	176,4	87	0,89	
M3: Kohortenspezifische Zeilen- u. Spalteneffete	392,2	156	0,87	0,086
Kohorte 1947-56	93,7	39	0,87	
Kohorte 1957-66	92,6	39	0,87	
Kohorte 1967-76	110,0	39	0,86	
Kohorte 1977-86	95,9	39	0,87	
M4: Heterogene Zeilen- u. Spalten-effekte	259,0	120	0,91	0,062
Frauen	129,1	60	0,91	0,060
Männer	129,9	60	0,92	0,064
Kohorte 1947-56	58,2	30	0,92	
Kohorte 1957-66	74,9	30	0,89	
Kohorte 1967-76	65,8	30	0,92	
Kohorte 1977-86	59,9	30	0,92	

Tabelle 4: Log-multiplikative Analyse der Abhängigkeiten zwischen Geschlechtszugehörigkeit, formalen Ausbildungsqualifikationen und erster beruflicher Stellung für vier Erwerbseintrittskohorten

Modell M2 überprüft die Hypothese, ob Ausbildungs- und Berufsscores zwischen beiden Geschlechtern variieren, aber nicht zwischen den Kohorten. Die Abnahme in L^2 um 87,7 bei 9 Freiheitsgraden ist signifikant und auch nicht unbedeutend hinsichtlich des Effektes auf R^2.

Modell M3 läßt die Scores kohortenspezifisch variieren aber nicht zwischen den Geschlechtern. Die Verbesserung des Fits gegenüber Modell M1, gemessen an der Reduktion des L^2-Wertes um 43,7 bei 27 Freiheitsgraden, ist gerade noch signifikant. Ebenso kann eine nur geringe proportionale Fehlerreduktion erzielt werden, welche sogar niedriger ist als die des Modells M2.

Modell M4 schließlich schätzt kohorten- und geschlechtsspezifische Koeffizienten. Dies bedeutet zwar einen Verlust von weiteren 36 Freiheitsgraden, aber es kann eine nicht nur marginale verbesserte Anpassung an die Daten erzielt werden. Die Abnahme in L^2 um 176,9 bei 63 Freiheitsgraden gegenüber Modell Ml ist signifikant und der Effekt auf "R^2" ist im Vergleich zu Modell M2 und M3 deutlicher nachweisbar. So zeigt ein Blick auf die einzelnen Kohorten, daß die proportionale Fehlerreduktion im Vergleich zu Modell Ml bis auf eine Ausnahme mindestens sechs Prozentpunkte beträgt. Darüberhinaus erreicht der Dissimilaritätsindex mit 6,2% den klar niedrigsten Wert. Durchschnittlich müßte man also nur rund *6%* aller befragten Personen "verschieben", bis die geschätzten Häufigkeiten den beobachteten genau entsprechen.
Versuchen wir die Modellanpassungstests abschließend zu bewerten, so ist wohl nachgewiesen, daß trotz der zweifelsohne sehr stabilen Verhältnisse seit Kriegsende, geschlechts- als auch kohortenspezifische Unterschiede bzw. Veränderungen den Konnex zwischen Ausbildung und erster beruflicher Position prägen. Wenn auch - wie ein Vergleich der Modelle M2 und M3 zeigt - Unterschiede zwischen Männern und Frauen verhältnismäßig bedeutsamer sind, so gelingt die beste Annäherung an die beobachteten Daten doch erst, wenn man beide Abhängigkeiten in Rechnung stellt. Auch dieses Modell (M4) bietet aus streng inferenzstatistischer Sicht noch keinen "guten Fit", aber eine Untersuchung der standardisierten Residuen läßt keine regelmäßigen Abweichungen erkennen, die Anlaß geben, weitere Interaktionen zu berücksichtigen.

3.3.1 Veränderung der relativen Chancenstruktur männlicher Berufsanfänger

Hat die bisherige Untersuchung auch gezeigt, daß geschlechts- und kohortenspezifische Differenzen in den relativen Chancenstrukturen bestehen, fehlen uns noch präzise Information darüber, wie sie sich im einzelnen auswirken und nach welchen Mustern sie verlaufen. Erst anhand der einzelnen Assoziationsindices können wir in diesem Punkt Klarheit gewinnen. Beginnen wir damit, die Situation der männlichen Berufsanfänger genauer zu erörtern. Tabelle 5 beinhaltet für jede Kohorte dieser Bewerbergruppe die geschätzten Scores der Ausbildungsabschlüsse (μ_i) und Klassenlagen (υ_j) sowie den Assoziationsindex ϕ.

Ausbildung (μ_i)	Erwerbseintrittskohorte			
	1947-1956	1957-1966	1967-1976	1977-1986
A	0,395	0,392	0,414	0,459
B	0,294	0,284	0,301	0,303
C	0,161	0,190	0,208	0,186
D	0,006	-0,012	-0,095	-0,147
E	-0,855	-0,854	-0,828	-0,801
Klasse (ν_j)				
I	0,611	0,823	0,843	0,787
II	0,416	0,175	0,161	0,285
III	-0,091	-0,106	-0,118	-0,077
VI	0,166	0,007	-0,032	-0,075
VII	-0,277	-0,214	-0,244	-0,258
VIII	-0,406	-0,335	-0,331	-0,367
IX	-0,423	-0,350	-0,299	-0,295
ø	21,0	23,7	22,6	22,0

Ausbildung: Universitäts- oder Fachhochschulabschluß (A), Abitur (B), Fachhochschulreife oder Mittlere Reife mit vorberuflicher Ausbildung (C), Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Bildung (D), Hauptschulabschluß oder weniger, ohne vorberufliche Bildung (E).
Klassenlage: Obere Dienstklasse (I), Untere Dienstklasse (II), Ausführende Nicht-Manuelle (III), Arbeiterelite (VI), Facharbeiter (VII), Un- oder angelernte Arbeiter (VIII), Arbeiter in der Landwirtschaft (IX).

Tabelle 5: Assoziationsindices nach Modell M4 für männliche Berufsanfänger

Auffällig sind zunächst die hohen und bemerkenswert konstanten ø–Werte jeder Kohorte. Bedenken wir, daß ø ein nach oben offenes Zusammenhangsmaß darstellt, so erscheinen die noch beobachtbaren Schwankungen als bedeutungslos. Da ø die Veränderung im Zusammenhang zwischen Ausbildung und beruflicher Position anzeigt, die dann erfolgt, bewegen wir uns eine Einheit entlang des latenten Klassenkontinuums bei Anstieg um eine Einheit auf der latenten Ausbildungsskala, so ist nachgewiesen, daß jede zusätzliche Ausbildungseinheit generell auch bei der jüngsten Kohorte noch denselben Chancengewinn bewirkt hat wie zu den verschiedenen früheren Zeitpunkten der deutschen Nachkriegsgeschichte. Dieses Ergebnis widerspricht somit den Befunden bisheriger Studien zu diesem Thema (vgl. ***Blossfeld*** 1985; ***Handl*** 1986).

Wenn auch der Gesamtzusammenhang zwischen Ausbildung und beruflicher Stellung konstant hoch ist, so bedeutet dies natürlich nicht, daß die einzelnen Ausbildungsabschlüsse bzw. Klassenpositionen, so wie sie definiert sind, selbst ein strenges Kontinuum bilden.

Vielmehr markieren sie Punkte auf den als latente Kontinua gedachten Variablen mit ganz unterschiedlicher Rangfolge und Distanzen zueinander. Chancengewinne, die man mit den einzelnen Ausbildungszertifikaten erzielen kann, sind also unterschiedlich bedeutsam und haben sich im Laufe der Zeit verändert. Das wird deutlich, betrachten wir die Ausbildungs- und Klassenscores genauer.

Gehen wir von den Skalenscores aus, die sich für die Klassenvariablen ergeben (υj), lassen sich Informationen gewinnen über Veränderungen in den Formierungsprozessen der einzelnen Klassen selbst bzw. darüber, inwieweit sie für bestimmte Ausbildungsgruppen "offen" oder "geschlossen" sind. Gehen wir demgegenüber von den Scores aus, die wir für die Bildungsvariable ermittelt haben (μi), kann man über die Kohorten verfolgen und genauer spezifizieren, welche Ausbildungsgruppen bevorteilt oder benachteiligt sind, bestimmte Klassenpositionen zu erreichen.

Betrachten wir zuerst die Situation der drei älteren Kohorten, so werden einige klare Entwicklungslinien sichtbar. Der Score der Oberen Dienstklasse steigt von 0,611 in der unmittelbaren Nachkriegszeit sprunghaft auf einen Wert von 0,823 zwischen 1957-66 an und erreicht einen Höchststand von 0,843 im Zeitraum zwischen 1967-76. Umgekehrt vergrößert sich die Distanz zur Unteren Dienstklasse, deren Score kontinuierlich von 0,416 bis auf einen Tiefststand von 0,161 absinkt. Dies bedeutet einerseits, daß sich Rekrutierungskanäle in die Obere Dienstklasse im Verlaufe der Nachkriegszeit schließen. Andererseits weisen die niedrigeren Scores der Unteren Dienstklasse daraufhin, daß formal schlechter ausgebildete junge Männer zunehmend Chancengewinne erzielen, vorteilhaftere Positionen zu besetzen. Ein Blick auf die Skalenwerte der Bildungsvariablen läßt allerdings erkennen, daß es sich dabei hauptsächlich um Personen mit Mittlerer Reife und Berufsausbildung handelt, weniger dagegen um Hauptschulabsolventen mit oder ohne weitere berufliche Qualifikationen. Während nämlich die Scores der Realschulabsolventen von 0,161 über 0,190 auf einen Höchststand von 0,208 ansteigen, wächst die Distanz zu den Hauptschulabsolventen mit Berufsausbildung, deren Werte von 0,006 über -0,012 bis zu -0,095 fallen und mit denen der Bewerber ohne Berufsausbildung konvergieren. Zwischen diesen Absolventengruppen finden somit Verdrängungsprozesse statt.

Bemerkenswert ist schließlich das veränderte Rekrutierungsprofil der in der Landwirtschaft bzw. im primären Sektor beschäftigten Arbeiter. Hier können wir eine deutliche Annäherung an die Klassenlagen VIII und IX beobachten, die schließlich sogar zu einer Veränderung in der Rangfolge führt: zwischen 1967-76 verzeichnen Positionen un- und angelernter Arbeiter in der Industrie oder im Handwerk überproportional größere Zuströme geringer qualifizierter Personen als land- oder forstwirtschaftliche Berufe. Aufgrund der gravierenden Umstrukturierungen seit Ende des zweiten Weltkriegs bietet die Landwirtschaft eben nicht mehr massenhaft unqualifizierte Tätigkeiten, sondern die wenigen verbliebenen

Beschäftigungsmöglichkeiten erfordern jetzt ebenfalls zumindest eine berufliche Basisausbildung.

Wenden wir uns schließlich der jüngsten Kohorte zu, sind die folgenden Verschiebungen auf den beiden Skalen besonders aufschlußreich: Zum einen sinkt der Score der Oberen Dienstklasse, die Differenzen zu den Koeffizientenwerten der Klasse III bzw. sämtlichen Positionen im manuellen Bereich bleiben aber weitgehend bestehen. Zum zweiten verdoppelt sich annähernd der Skalenwert der Unteren Dienstklasse, wobei der Abstand zur Oberen Dienstklasse geringer wird und der Abstand zu den manuellen Klassenlagen sowie Klasse III sich spürbar erweitert. Damit ist ein Nachweis dafür gegeben, daß sich nicht nur Rekrutierungen in die Obere Dienstklasse, sondern jetzt auch in Stellungen der Unteren Dienstklasse schließen und exklusiv nur noch den höher- und höchstqualifizierten Bewerbern offen stehen. Formal weniger qualifizierte Absolventen konzentrieren sich demgegenüber undifferenzierter auf den übrigen beruflichen Positionen.

Anhand der Skalenwerte der einzelnen Bildungsabschlüsse lassen sich diese Entwicklungen präzisieren. Konnten Realschulabsolventen mit Berufsausbildung zehn Jahre zuvor ihre relative Lage noch verbessern, so zeigt der niedrigere Score von 0,186 jetzt im Vergleich zu Abiturienten und Hochschulabsolventen Chancenverluste an. Bewerber mit Hochschuldiplom können hingegen ihren Chancenvorsprung weiter ausbauen und erreichen mit 0,459 den seit Kriegsende höchsten Skalenwert. Besonders auffällig ist darüberhinaus die zunehmend ungünstigere Lage der Hauptschüler: während sie im Vergleich zu Berufsanfängern mit Mittlerer Reife immer mehr an Boden verlieren, nähern sie sich umgekehrt den jungen Männern an, die über gar keine berufsqualifizierenden Abschlüsse verfügen.

3.3.2 Veränderungen in der relativen Chancenstruktur weiblicher Berufsanfänger

Tabelle 6 präsentiert für jede Kohorte von Berufsanfängerinnen die geschätzten Scores der Ausbildungsabschlüsse (μi) und Klassenpositionen (υj) sowie den Assoziationskoeffizienten ϕ.

	Erwerbseintrittskohorte			
Ausbildung (μ_i)	1947-1956	1957-1966	1967-1976	1977-1986
A	0,725	0,622	0,705	0,746
B	0,183	0,247	0,118	0,063
C	-0,022	0,067	0,030	0,036
D	-0,286	-0,236	-0,177	-0,223
E	-0,599	-0,701	-0,676	-0,623
Klasse (ν_j)				
I	0,532	0,628	0,603	0,702
II	0,348	0,330	0,302	0,272
III	0,044	-0,008	-0,064	-0,124
VI	0,140	0,092	-0,147	0,047
VII	0,004	-0,095	-0,155	-0,246
VIII	-0,494	-0,599	-0,688	-0,592
IX	-0,575	-0,348	0,149	-0,061
ϕ	13,2	10,5	10,7	10,9

Ausbildung: Universitäts- oder Fachhochschulabschluß (A), Abitur (B), Fachhochschulreife oder Mittlere Reife mit vorberuflicher Ausbildung (C), Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Bildung (D), Hauptschulabschluß oder weniger, ohne vorberufliche Bildung (E).
Klassenlage: Obere Dienstklasse (I), Untere Dienstklasse (II), Ausführende Nicht-Manuelle (III), Arbeiterelite (VI), Facharbeiter (VII), Un- oder angelernte Arbeiter (VIII), Arbeiter in der Landwirtschaft (IX).

Tabelle 6: Assoziationsindices nach Modell M4 für Berufsanfängerinnen

Die ermittelten Befunde reflektieren im wesentlichen folgende Veränderungen und Besonderheiten der Berufsanfängerinnen:

Erstens belegen die geringen Schwankungen in der "overall" Assoziation (ϕ), daß auch für Berufsanfängerinnen - selbst im Übergang der Kohorte 1967-76 zur Kohorte 1977-86 - ein enger Zusammenhang zwischen beruflichen Chancen und Ausbildungszertifikaten bestehen bleibt. Investitionen in Ausbildung lohnen generell auch weiterhin und zwar in demselben Maße, wie sie für junge Frauen auch zu früheren Zeitpunkten der deutschen Nachkriegsgeschichte erfolgversprechend waren.

Zweitens zeigen die im Vergleich zu den männlichen Kohorten nur halb so hohen ϕ-Koeffizienten an, daß Frauen innerhalb ihrer eigenen Gelegenheitsstruktur sehr viel weniger als

Männer in der Lage sind, erhöhte Ausbildungsinvestitionen auch in berufliche Chancen umzusetzen. Die Wahrscheinlichkeit, daß höher qualifizierte Frauen im Vergleich zu weniger qualifizierten Konkurrentinnen Zugang zur jeweils vorteilhafteren beruflichen Position finden, ist bedeutend geringer als die Wahrscheinlichkeit, daß höher qualifizierte männliche Absolventen im Vergleich zu ihren weniger qualifizierten Konkurrenten Zugang zur jeweils vorteilhafteren beruflichen Position erreichen.

Drittens zeigen sich weitere Trends, die zu unterschiedlichen Beobachtungszeitpunkten die Chancenstruktur junger Frauen differenzieren, in den Veränderungen der Scores einzelner Ausbildungsabschlüsse und Klassenlagen. So liefern die Koeffizienten der nicht-manuellen Klassen I-III Belege dafür, daß Rekrutierungen in die beiden Dienstklassen credentialistischer werden: Während die Skalenwerte der Oberen Dienstklasse von 0,532 im Verlaufe der Nachkriegszeit bis auf 0,702 steigen, sinken jene der Unteren Dienstklasse kontinuierlich von 0,348 auf 0,272 ab. Gleichzeitig vermindern sich jedoch die Skalenwerte der Klasse III in noch deutlich stärkerem Maße (von 0,044 bis zu -0,124), so daß nicht nur die Distanz zwischen den beiden Dienstklassen zunimmt, sondern vor allem auch der Abstand zwischen Unterer Dienstklasse und ausführenden nicht-manuellen Berufspositionen.

Verfolgen wir die Verschiebungen auf den Ausbildungsskalen, ist *viertens* festzustellen, daß diese Entwicklung hauptsächlich zu Gunsten der Hochschulabsolventinnen verlaufen ist. Im Gegensatz zu den leichten Differenzierungstendenzen, die wir bei den jungen Männern dieses Qualifikationsniveaus beobachten können, stehen jungen Frauen mit Hochschulabschluß Dienstklasse-I-Positionen allmählich häufiger und ausschließlicher offen, als ihren weniger qualifizierten Konkurrentinnen. Deutliche Chancenverluste verzeichnen dagegen junge Frauen mit Abitur, die sich in ihren beruflichen Möglichkeiten schließlich kaum noch von Bewerberinnen mit Mittlerer Reife unterscheiden. Abgesehen von den soweit beschriebenen Befunden ist festzustellen, daß sich das Rekrutierungsprofil von Arbeiterinnen in der Land- und Forstwirtschaft wie erwartet verschiebt und Positionen von un- und angelernten Arbeiterinnen und Facharbeiterinnen einheitlicher besetzt werden.

4. Zusammenfassung

Welche Antworten liefert nun die hier exemplarisch durchgeführte log-multiplikative Analyse der mehr oder minder ordinalen Zielvariablen im Hinblick auf die eingangs diskutierte inhaltliche Fragestellung?

Erstens haben sich auf der Grundlage der Daten des sozio-ökonomischen Panels keine Belege dafür ergeben, die auf dramatische Umbrüche im Nexus zwischen Ausbildung und beruflicher Position zu Beginn der achziger Jahre schließen lassen. Die durch die log-multiplikative Modellrechnung vorgenommene Zerlegung der Assoziationsstruktur in einen durch Veränderungen in den spezifischen Relationen zwischen den einzelnen Ausbildungsabschlüssen und beruflichen Positionen erklärbaren Teil und einen solchen, der den Gesamtzusammenhang mißt und in dem auch Effekte nicht direkt gemessener askriptiv begründbarer Diskriminierungen zum Ausdruck kommen, hat deutlich gezeigt, daß von einer "Refeudalisierung" nicht die Rede sein kann. Vielmehr besteht seit der unmittelbaren Nachkriegszeit eine sehr enge Anbindung beruflicher Chancen an den Nachweis von Ausbildungszertifikaten, die nur sehr wenig variiert. Dieser konstante Nexus liefert zudem den Nachweis, daß eine Abnahme in der Assoziation zwischen Ausbildung und beruflicher Position nicht zwangsläufig als Folgeerscheinung eines Verdrängungsprozesses auftreten muß. Die Zerlegung der Assoziationsstruktur hat klar ergeben, daß Verdrängungsprozesse bzw. die Schließung von Rekrutierungen wirksam wurden, ohne den Gesamtzusammenhang abzuschwächen.

Zweitens ist vor dem Hintergrund der historisch geringen Variabilität der hier untersuchten Beziehungen natürlich der Einwand berechtigt, ob überhaupt Umstrukturierungen zu beobachten sind. Aus der Perspektive der Relationen zwischen den einzelnen Ausbildungsabschlüssen läßt sich dem entgegen halten, daß schon relativ früh in der westdeutschen Nachkriegsgeschichte Verdrängungsprozesse und die Schließung von Rekrutierungen die Allokation zu den jeweils vorteilhafteren beruflichen Positionen kennzeichnen. Insofern mag man von einer Stabilisierung von Trends sprechen, welche sich bis in die achtziger Jahre hinein verstärkt fortsetzten und nicht etwa als "Umbruch" interpretierbar erst zwischen 1970 und 1982 die Situation der Berufsanfänger kennzeichnen.

Drittens schließlich ermöglicht das hier berechnete log-multiplikative Modell Aussagen darüber, ob sich Investitionen in Ausbildung, bei jeweils geschlechtsspezifischen Gelegenheitsstrukturen, für Frauen ebenso lohnen wie für Männer. Aus historischer Perspektive geben die Analyseergebnisse hier wenig Anlaß zu Optimismus. Im Verlaufe der gesamten hier betrachteten Nachkriegsperiode können Berufsanfängerinnen insgesamt und innerhalb der ihnen offenen stehenden Möglichkeiten, weniger Nutzen aus Ausbildungsinvestitionen ziehen als Männer. Eine in Verbindung mit erhöhten Ausbildungsinvestitionen positive Entwicklung ist lediglich unter Hochschulabsolventinnen festzustellen: junge Frauen mit Universitäts- oder Fachhochschuldiplom gelingt es im Verlaufe der Nachkriegsperiode häufiger, in Stellungen der Oberen Dienstklasse rekrutiert zu werden, so daß sich die doch erhebliche Chancendifferenz zu den jungen Männern gleichen Ausbildungsniveaus allmählich verringert.

Literatur

Agresti,A., 1983:
A Survey of Strategies for Modeling Cross-Classifications Having Ordinal Variables.
In: Journal of the American Statistical Association 78, S. 184-198.

Agresti,A., 1984:
Analysis of Ordinal Categorical Data. New York: Wiley.

Baker, R. J. I Neider, J. A., 1986:
The GLIM System, Release 3.77. Oxford, England: Numerical Alogarithms Group.

Beck, U., 1986:
Ausbildung ohne Beschäftigung. Zum Funktionswandel des Bildungssystems im Systemwandel der Arbeitsgesellschaft. In: ***Hradil, S.*** (Hrsg.), Sozialstruktur im Umbruch. Leverkusen, S. 305-321.

Beck, U., 1986: Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne. Frankfurt a. M.: Suhrkamp.

Becker, M.P. /Clogg, C.C., 1988:
Analysis of sets of two-way contingency tables using association models.
Manuskript anläßlich des ZUMA-workshops "Analyse kategorialer Daten" im Sommer 1988.

Biossfeld, H.-P., 1986:
Bildungsexpansion und Berufschancen. Empirische Analysen zur Lage der Berufsanfänger in der Bundesrepublik. Frankfurt und New York: Campus.

Bögenhold, D., 1985:
Die Selbständigen. Zur Soziologie dezentraler Produktion. Frankfurt und New York: Campus.

Clogg, C. C, 1982a:
Some Models for the Analysis of Association in Multiway Cross-Classifications Having Ordered Categories.
In: Journal of the American Statistical Association 77, S. 803-815.

Clogg, C. C, 1982b:
Using Association Models in Sociological Research: Some Examples.
In: American Journal of Sociology 88, S. 114-134.

Clogg, C. C, 1984:
Some Statistical Models for Analyzing Why Surveys Disagree.
In: *Turner, F. C./* ***Martin,*** *E.* (Hrsg.), Surveying Subjective Phenomena, vol. 2. New York: Basic Books.

Clogg, C. C, 1986:
Statistical Modelling versus Singular Value Decomposition.
In: International Statistical Review 54, S. 284-288.

Erikson, R. / Goldthorpe, J. H., 1987:
Commonality and Variation in social fluidity in industrial nations, Part I.
In: European Sociological Review; Vol. 3, No. 1, S. 54-77.

Goldthorpe, J.H., 1980:
Social Mobility and Class Structure in Modern Britain, Oxford.

Goodman, L. A., 1979:
Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories.
In: Journal of the American Statistical Association 74, S. 537-552.

Goodman, L.A., 1981a:
Association Models and the Bivariate Normal for Contingency Tables with Ordered Categories.
In: Biometrika 68, S. 347-355.

Goodman, L.A., 1981b:
Association Models and Canonical Correlation in the Analysis of Cross-Classifications Having Ordered Categories. In: Journal of the American Statistical Association 76, S. 320-334.

Goodman, L.A., 1985:
The Analysis of Cross-Classified Data having Ordered and or Unordered Categories: Association Models, Correlalion Models, and Asymmetry Models for Contingency Tables with or without Missing Entries. In: Annais of Statistics 13, S. 10-69.

Goodman, L. A., 1986:
Some Useful Extensions of the Usual Correspondence Analysis Approach in the Analysis of Contingency Tables. In: International Statistical Review 54, S. 243-270.

Goodman, L. A., 1987:
New Methods for Analyzing the Intrinsic Character of Qualitative Variables Using Cross-Classified Data. In: American Journal of Sociology, S. 529-583.

Handl, J., 1986:
Zur Veränderung der beruflichen Chancen von Berufsanfängern zwischen 1950 und 1982.
In: ***Kaiser, M.*** u.a. (Hrsg.), Berufliche Verbleibsforschung in der Diskussion. Institut für Arbeits- und Berufsforschung, Nürnberg, S. 1348.

Kühnel, S. / Jagodzinski, W. / Terwey, M., 1989:
Teilnahme oder Boykottieren: Ein Anwendungs-beispiel der binären logistischen Regression mit SPSSx. In: ZA-Information 25: S. 44-75.

Ludwig-Mayerhofer, W., 1990:
Multivariate Logit-Modelle für ordinalskalierte abhängige Variablen. In: ZA-Informationen 27, S. 62-88.

Müller, W., 1978:
Klassenlage und Lebenslauf. Mannheim, Universität, Sozialwissenschaften, Fak., Habil.

Smith, H.L., Garnier, MA., 1986:
Association between background and educational attainment in France,
In: Sociological Methods and Research, Vol 14 No. 3, S. 317-344.

Smith,H. L., 1986:
A Program for the Estimation of the Analysis-of-Association Model, based on the Presence of a Linear-By-Linear Interaction for Multiway Tables. Department of Sociology, Indiana University.

Teichler, U. / Hartung, D. / Nuthmann, R., 1976:
Hochschulexpansion und Bedarf der Gesellschaft. Stuttgart: Klett.

Urban, D., 1990:
Multinomiale LOGIT-Modelle zur Bestimmung der Abhängigkeitsstruktur qualitativer Variablen mit mehr als zwei Ausprägungen. In: ZA-Informationen 26: S. 36-61.

van der Heijden, P. G. M. et al., 1989:
A combined Approach to Contingency Table Analysis using Correspondence Analysis and Log-linear Analysis. In: Applied Statistics 38, No. 2, S. 249-292.

Anhang

Um die in dieser Arbeit erforderlichen Berechnungen durchführen zu können, stand mir keine benutzerfreundliche allgemein zugängliche Software zur Verfügung. Log-multiplikative Modelle sind beispielsweise nicht im Rahmen einer SPSS-Standardprozedur schätzbar. SPSS erlaubt ausschließlich die Berechnung einiger log-linearer Row-/ Column Modelle. Lediglich ein von ***Smith*** (1986) entwickeltes GLIM-Macro ***(Baker und Neider,*** 1986), ermöglichte zumindest die erforderlichen Maximum-Likelihood Gleichungen zu schätzen. Da ***Smith*** allerdings eine Gewichtung bei der Identifikation der Assoziationskoeffizienten vornimmt, die explizit die Randverteilungen einbezieht, ist das Programm nur für sehr eingeschränkte Fragestellungen verwendbar. Aus diesem Grund habe ich in GLIM ein eigenes Programm geschrieben, wobei das Macro "MAC MAIN" von ***Smiths*** Programm zur Schätzung der Maximum-Likelihood Gleichungen übernommen werden konnte. Im Rahmen dieses Programms lassen sich auch log-lineare-log-multiplikative Hybride berechnen.

Ein GLIM-Programm zur Berechnung eindimensionaler log-multiplikativer Modelle für bivariate Verteilungen in n-Kontexten mit uniformen Gewichten.

```
$MAC MAIN
$CA  %O=%DV
$FIT (ROW*LAY)+(COL*LAY)+(RS*COL)
$EXTRACT  %PE
$CA CS = %IF(%GT(COL,1),%PE(%PL-(%C-COL)),0)
$FIT  (ROW*LAY)+(COL*LAY)+(CS*ROW)
$EXTRACT  %PE
$CA  RS = %IF(%GT(ROW,1),%PE(%PL-(%R-ROW)),0)
$CA %A = 1-(%LT((%O-%DV),0.0001))
$ENDMAC
$CA %R = Anzahl der Zeilen
$CA %C = Anzahl der Spalten
$CA %G = Anzahl der Gruppen
$CA %Q = %R*%C*%G
$UNITS %Q
$FAC ROW %R COL %C LAY %G
$CA ROW = %GL(%R,%C) : COL = %GL(%C,1) : LAY = %GL(%G,(%R*%C))
$
$CA RS = ROW - 1.
$CA CS = COL - 1.
$
$DATA COUNT $DINPUT $YVAR COUNT $ERR P
$CA %N = %CU(COUNT) : %A = 1.
$FIT
$WHILE %A MAIN
$DIS R
$CA W=%FV/%N : X1=COUNT/%N : Y1=X1-W ; A1=(Y1<0)
$VAR A2
$CA A2(A1*%CU(A1))=Y1 : B1=(Y1>0)
$VAR B2
$CA B2(B1*%CU(B1))=Y1 : A3=A2*-1
$CA %Z1=%CU(A3) : %Z2=%CU(B2) : %Z3=(%Z1+%Z2)*0.5
$PRINT :'DISSIMILARITAETSINDEX:' %Z3: $
$
$CA %P=((%G*(%R-1)*(%C-1))-%R-%C+3)
$PRINT :'KORREGIERTE ANZAHL DER FREIHEITSGRADE:' %P: $
$
$CA I = %EQ((COL*LAY),1)
$VAR %R RSZ
$CA RSZ(I*(%CU(I))) = RS : J = %EQ((ROW*LAY),1)
$VAR %C CSZ
$CA CSZ(J*(%CU(J))) = CS : %F=%CU(RSZ) : %E=%F/%R
$VAR %R RSZZ
$CA RSZZ = RSZ-%E : %K=%CU(RSZZ**2) : %L=1/%K : %H=%SQRT(%L)
$VAR %R RZZZ
$CA RZZZ = RSZZ*%H
$
$PRINT : 'ZEILENSCORES (UNIFORME GEWICHTUNG):': $
$LOOK RZZZ $
$CA %B=%CU(CSZ) : %D=%B/%C
$VAR %C CSZZ
$CA CSZZ = CSZ-%D : %M=%CU(CSZZ**2) : %N=1/%M : %T=%SQRT(%N)
$VAR %C CZZZ
$CA CZZZ = CSZZ*%T
$
$PRINT : 'SPALTENSCORES (UNIFORME GEWICHTUNG): ': $
$LOOK CZZZ $
$
$CA %Z=%SQRT(%K)*%SQRT(%M)
$
$PRINT: '         PHI (UNIFORME GEWICHTUNG):' %Z : $
$
$STOP
```

Das Universitätsranking im SPIEGEL der latenten Klassenanalyse

von Christian Tarnai, Holger Grimm, Dirk John und Rainer Watermann [1]

Zusammenfassung

In dem vorliegenden Artikel wird die SPIEGEL-Studie des Jahres 1989 für das Fach Psychologie reanalysiert. Es wird gezeigt, unter welchen Voraussetzungen ein Universitäts-Ranking eine Beratungsgrundlage für Studierende bieten kann. Der Vorgehensweise der SPIEGEL-Studie bei der Erstellung der Rangreihe wird die Auswertung mittels latenter Klassenanalyse gegenübergestellt. Wesentliches Charakteristikum dieser Analyse ist die größtmögliche Berücksichtigung der Urteile einzelner Studierender. Ergebnis ist ein spezifisches Profil der beurteilten Studienbedingungen an jeder Universität, das Aussagen über Einheitlichkeit oder Uneinheitlichkeit der Beurteilung dieser Studienbedingungen zuläßt und sowohl negative als auch positive Bewertungen verdeutlicht. Dies kommt dem Informationsbedürfnis von Studierenden entgegen. Hierbei muß allerdings die Voraussetzung gemacht werden, daß die Urteile der Studierenden repräsentativ für die tatsächlichen Bedingungen am jeweiligen Hochschulort sind.

Abstract

The paper presents the reanalysis of the university-ranking published by the German news-magazine "Der SPIEGEL" in 1989. The Latent Class Analysis (LCA) is applied to the data in contrast to the original proceeding. The essential element of the LCA is to take into consideration all individual ratings of students as far as possible. The result is a specific profile of rated study-conditions for each university which meets the students' informational requirements. The principal assumption is that the ratings be representative according to the actual university's environment.

1 Prof. Dr. *Christian Tarnai*, Justus-Liebig-Universität Gießen, FB Psychologie, Abt. Methodik, Otto-Behaghel-Str. 10, D-35349 Gießen. Die Untersuchung wurde gemeinsam mit den Autoren *Holger Grimm, Dirk John* und *Rainer Watermann* an der Westf. Wilhelms-Universität Münster, Fachbereich Erziehungswissenschaft, Institut für Sozialpädagogik, Weiterbildung und Empirische Pädagogik, Georgskommende 33, D-48143 Münster, im Rahmen des Studienprojektes "Angewandte Methoden in der empirischen Bildungsforschung" durchgeführt.

1. Einleitung

Die ***Neidhardt-SPIEGEL-Studie*** ***(SPIEGEL*** 1990) hat in den letzten Jahren bei Studierenden, Hochschullehrern und all denen, die an der Ausbildungsqualität deutscher Hochschulen interessiert sind, für großes Aufsehen gesorgt und wohl nicht zu unrecht wurde die Art und Weise der Präsentation der Ergebnisse im ***SPIEGEL-Spezial*** kritisiert.

Erklärtes Ziel der vorgestellten Rangreihe der Universitäten ist es, wie dem Vorwort des SPIEGEL-Spezials zu entnehmen ist, "Abiturienten und Studenten bei der Wahl oder Einschätzung ihrer Hochschule [zu] beraten" ***(SPIEGEL*** 1990, S. 3). Das Beratungsangebot des SPIEGELs für die ratsuchenden Studierenden läßt sich auf Seite 12 und 13 des *SPIEGEL-Spezials* (1990) komprimiert in Form der "SPIEGEL-Rangliste der Universitäten" bewundern. Diese Rangliste basiert auf der Befragung von rund 6000 Studierenden, die ihre Studiensituation hinsichtlich Lehrveranstaltungen und Hochschullehrern für die 15 meiststudierten Hochschulfächer des alten Bundesgebietes einschätzen.

Die für die Auswertung wesentliche Vorgehensweise besteht darin, daß aus den Antworten auf die einzelnen Fragen über die Befragten eines Fachbereichs einer Hochschule (jeweils ca. N=12) Mittelwerte gebildet werden, welche die Grundlage für die weiteren Berechnungen darstellen, die zu der Rangreihe des Faches und über die Fächer hinweg zu einer Rangreihe der Hochschulen führen.

Die Kritik am Vorgehen und der Methode dieser Studie zur Erstellung einer Rangliste westdeutscher Hochschulen ist vielfältig (u.a. ***Gräf*** 1991; ***Kreutz*** 1992; ***Lamnek*** 1990; ***Scheuch*** 1990). Sie betrifft die Methode der Erhebung und die erwähnte Strategie der Auswertung, die durch fortlaufende Mittelwertbildung Einschätzungen nivelliert. Wenn man allen Kritikpunkten Rechnung trägt, kann den Antworten der rund 6000 Studierenden dann überhaupt noch ein Aussagewert zugeschrieben werden?

Neidhardt, wissenschaftlicher Berater der Studie, stellt hierzu fest:"[...] so zeigt sich schon jetzt, daß es mit den Instrumenten der empirischen Sozialforschung möglich ist, die bislang wirksamen "Gute-Ruf'-Vorstellungen [von Universitäten] zu überprüfen, zu korrigieren und zu qualifizieren. Was sich über universitäre Lehrverhältnisse bislang mit sehr starken Verzerrungen in einem bloßen Hören-Sagen gleichsam naturwüchsig bekannt machte und dann folgenreich war, läßt sich zuverlässiger transparent machen.

Die Kritiker dieses Verfahrens stehen nun unter dem Druck, zeigen zu müssen, ob und auf welche Weise dies noch besser geht, als es im ersten Anlauf gemacht wurde" ***(SPIEGEL*** 1990, S. 125).

In diesem Artikel wird, dem Aufruf ***Neidhardts,*** folgend, das Datenmaterial[2] beispielhaft für das Fach Psychologie für den Teilaspekt "Hochschullehrer" reanalysiert. Es wird der Versuch unternommen, die Frage zu beantworten, ob das SPIEGEL-Ranking in dieser Form überhaupt eine ernsthafte Beratungsgrundlage für Studierende bietet und inwieweit diesem Beratungsanspruch tatsächlich entsprochen wird. Es ist weiterhin zu klären, ob ***Neidhardts*** zentrale Annahme haltbar ist, daß die befragten Studierenden - in der Regel zwölf pro Fach - tatsächlich Experten für die Beurteilung von Studienbedingungen sind und daher ein gültiges Urteil über die gebotene Lehrqualität eines Faches an einer Universität abgeben können (z.B. ***Neidhardt*** 1990, S.120).

Zunächst werden die Stichprobe und die zu analysierende Skala "Hochschullehrer" beschrieben und in einer "klassischen" Analyse die im SPIEGEL verwendete Auswertungsstrategie nachgezeichnet und kritisiert, wobei in diesem Zusammenhang auch auf das aktuelle SPIEGEL-Ranking (***SPIEGEL*** 1993) eingegangen wird. Im weiteren werden dann exemplarisch die Möglichkeiten der Latent Class Analyse (LCA) von ***Lazarsfeld*** (1950) vorgestellt, die im Gegensatz zur "klassischen Testtheorie" einen anderen Blick auf die Daten gewährt und neue Auswertungs-Perspektiven eröffnet. Die Latent Class Analyse (LCA) steht für eine Vielzahl von Modellen (***Lazarsfeld und Henry*** 1968), die durch die Entwicklung von Rechenprogrammen in neuerer Zeit auch anwendbar geworden sind (vgl. ***Formann*** 1984; ***Langeheine*** 1988). Die Erweiterung der LCA durch ***Rost*** (1988a; 1988c) ermöglicht zudem die Integration von Modellen für ordinale Daten, die im Programm LACORD (***Rost*** 1990) realisiert sind. Im Unterschied zu "klassischen" Verfahren benötigt die latente Klassenanalyse keinerlei metrische Qualität von Antworten. Die Beurteilungsähnlichkeit von Personen, die in der Neidhardt-SPIEGEL-Studie zwingende Voraussetzung ist, wird überprüft und im gleichen Schritt werden die Personen der Stichprobe nach dieser Beurteilungsähnlichkeit klassifiziert.

Für die beabsichtigte Auswertung ist es daher auch möglich, die Einschätzungen der einzelnen Studienbedingungen durch die Studierenden unabhängig von ihrer Zugehörigkeit zu einer Hochschule zu analysieren; das Gemeinsame der Studierenden ist also nicht wie bei der ***Neidhardt***-SPIEGEL-Studie an die Zugehörigkeit an eine bestimmte Hochschule gebunden, sondern vielmehr wird diese Hochschulzugehörigkeit zum Kriterium für eine Urteilsübereinstimmung oder -abweichung. Dieser Analyseansatz ermöglicht einen wirklich qualitativen Vergleich von Fachbereichen und nicht bloß einen rein numerischen Vergleich von prozentuierten Mittelwerten, die pro Fach und Universität separat ermittelt werden.

2 Die Daten wurden vom Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung, Universität zu Köln, aufbereitet, dokumentiert (ZA-Archiv-Nr. 1815 Rangliste der westdeutschen Hochschulen 1989) und zugänglich gemacht. Die Erhebung erfolgte im Auftrag der Zeitschrift DER SPIEGEL, die wissenschaftliche Leitung hatte Prof. Dr. ***Friedhelm Neidhardt,*** Berlin.

Daß die LCA ein dieser Fragestellung und den Daten angemessenes Verfahren ist, hat sich bereits durch Berechnungen für die Fächer Betriebswirtschaftslehre, Jura, Soziologie ***(Tarnai*** 1993) und Erziehungswissenschaft ***(Tarnai et al.*** 1993a) gezeigt. So läßt sich belegen, daß Klassifikationen der Studierenden auf der Grundlage ihrer Urteile möglich sind und diese mit der Hochschulzugehörigkeit zusammenhängen (***Tarnai*** 1993). In der vorliegenden Arbeit wird der Vorteil der LCA im direkten Vergleich mit dem Vorgehen in der SPIEGEL-Studie herausgearbeitet.

2. Das SPIEGEL-Ranking

2.1 Stichprobe

Von den 5991 Studierenden der vorliegenden Untersuchung studieren 391 Personen Psychologie, was einem Gesamtstichprobenanteil von ca. 6,5 % entspricht. Die befragten Personen, von denen 55,8% (N=218) Studentinnen sind, verteilen sich auf 33 Universitäten.

2.2 Teilaspekt "Hochschullehrer"

Neidhardt bildet aus den Antworten von 18 Fragen, die die Studienbedingungen betreffen, zwei Teilaspekte ***(SPIEGEL*** 1990, S. 9). Ein Teilaspekt bezieht sich auf die Rahmenbedingungen (sieben Fragen), ein anderer auf das Engagement von Hochschullehrern (acht Fragen). Für alle Fächer ergeben sich somit drei fachspezifische Rangreihen, zwei Rangreihen für die Teilaspekte und eine, die alle 18 Fragen berücksichtigt und die eigentliche Rangliste des Faches darstellt. Im folgenden ist die Rangreihe für den Teilaspekt "Hochschullehrer" (Tabelle 1) wiedergegeben, auf den sich die folgenden Analysen beziehen. Die Beschreibung der Items in Tabelle 1 enthält Kurzfassungen der Orginalfragen dieses Teilaspektes "Hochschullehrer" (vgl. ***SPIEGEL*** 1990, S. 8).

F2	Seminar-Sitzungen sind ausgefallen
F5	Persönliche Beratung durch Hochschullehrer möglich
F6	Hochschullehrer bereiten sich auf Lehrveranstaltungen vor
F7	Aufgaben in den Semesterferien werden gestellt
F8	Hochschullehrer erläutern Ergebnisse von Klausuren
F9	Hochschullehrer berücksichtigen Anregungen und Vorschläge
F10	Hochschullehrer besprechen Fragen laufender Forschung
Fl1	Hochschullehrer erklären fachliche Zusammenhänge verständlich

Tabelle 1: Kurzfassungen der Fragetexte für den Teilaspekt *Hochschullehrer*

Alle Fragen weisen sechs Antwortstufen auf, wobei allerdings die Benennung der Skalenendpunkte nicht einheitlich ist. So werden Häufigkeitsurteile, die auf die Anzahl der Hochschullehrer bezogen sind (sehr wenige - sehr viele) mit Häufigkeitsurteilen, die sich auf Ereignisse beziehen (sehr selten - sehr häufig), miteinander vermischt.

Platz	Universität	Prozent	Platz	Universität	]Prozent
1	Bielefeld	71,7	18	Münster	50,0
2	Würzburg	68,1	19	Konstanz	49,6
3	Bremen	67,1	20	Regensburg	49,4
4	Kiel	63,8	21	Berlin - FU	48,9
5	Oldenburg	60,4	22	Mannheim	48,6
6	Frankfurt	60,3	23	Mainz	47,5
7	Köln	56,5	24	Bochum	45,5
8	Osnabrück	55,9	25	Göttingen	44,6
9	Marburg	55,8	26	München	44,1
10	Wuppertal	54,8	27	Trier	42,5
11	Saarbrücken	52,5	28	Gießen	41,6
12	Bamberg	52,3	29	Freiburg	39,8
13	Tübingen	52,2	30	Erlangen-Nürnberg	37,2
14	Darmstadt	52,1	31	Hamburg	36,7
15	Bonn	51,9	32	Berlin - TU	35,6
16	Heidelberg	51,8	33	Braunschweig	33,3
17	Düsseldorf	51,5			

Tabelle 2: SPIEGEL-Rangliste für Psychologie: Hochschullehrer
Quelle: ***SPIEGEL*** (1990, S. 30)

Im methodischen Einleitungsartikel "Nicht Meinung, sondern Erfahrung" des ***SPIEGEL-Spezials*** (1990, S.6) wird zur Berechnung der verwendeten Ranking-Werte mitgeteilt: "Die Wertung eines einzelnen Fachbereichs entspricht dem Durchschnittswert aller durch die zwölf Studenten vergebenen Punkte. Dieses Ergebnis wiederum wird im Verhältnis zum theoretisch erreichbaren Höchstwert als Prozentzahl ausgewiesen. Das heißt: Einem Durchschnittswert von 6,0 entsprächen 100 Prozent, einem Durchschnittswert von 1,0 dagegen 0 Prozent. Miteinander verglichen und in eine gemeinsame Rangliste aufgenommen werden nur die Ergebnisse aller Fachbereiche desselben Fachs" ***(SPIEGEL*** 1990, S. 9). Legitimiert wird diese Berechnung durch die theoretische Annahme, daß die interviewten Studierenden Experten seien und zwölf von ihnen ausreichten, ein angemessenes Urteil über ihren Fachbereich abzugeben. ***Neidhardt*** begründet diese Annahme in dem Beitrag "Lob und Tadel sind befangen" ***(SPIEGEL*** 1990, S. 118), der sich mit ersten Reaktionen

auf das SPIEGEL-Ranking auseinandersetzt, folgendermaßen: "Zu den verbreitetesten Mißverständnissen gehört wohl, daß es sich [bei der Umfrage] um Meinungsforschung handele, bei der die Stichprobe der Befragten die Gesamtheit der Studenten ihres Fachbereichs zu repräsentieren habe. Darum ging es im vorliegenden Fall aber nicht. Gefragt war nicht nach Werten, Einstellungen oder Gefühlen der Studenten. Deshalb ist aus den Ergebnissen auch nicht (wie manche Kritiker meinen) herauszulesen, ob und in welchem Maße Studenten mit ihren Universitäten zufrieden sind. Die Aussagen, die mit der Umfrage fundiert werden sollten, bezogen sich nicht auf Studenten, sondern auf deren Studienbedingungen. Studenten fungieren in der Untersuchung nicht als Objekte, sondern als Informationsträger und Berichterstatter. Sie sind Experten, die über die von ihnen unmittelbar erfahrbaren Studienbedingungen Auskunft geben" (***SPIEGEL*** 1990, S. 120). Weiter heißt es dann, daß sich auch niemand in anderen Bereichen nur auf das Urteil eines Experten, eines Berichterstatters verließe. "Angesichts der Fragen, um die es bei der SPIEGEL-Umfrage geht, erschienen uns 12 pro Fachbereich als hinreichend. [..] Je mehr sich die Berichterstatter bestimmter Vorkommnisse oder Sachverhalte widersprechen, um so unsicherer bleibt man. Je mehr sich ihre Darstellung ähnelt, um so eher glaubt man, der Wahrheit nahezukommen. Konsensus gilt als eine Art Wahrheitsersatz" (***SPIEGEL*** 1990, S. 120).

2.3 Berechnungsbeispiel

Für die Universität Düsseldorf, die genau den mittleren Rangplatz der Rangreihe "Hochschullehrer" einnimmt, zeigt ein einfacher Blick auf die Rohdatenmatrix (Tabelle 3) die Fragwürdigkeit der beschriebenen Expertentheorie. Zu sehen ist ein Konglomerat disparater Urteile; so berichtet z.B. Person p4 offensichtlich über einen anderen Fachbereich als Person p1. Dieser ungeschminkte Blick auf die Rohdaten wird durch die über alle Personen und Items gebildeten Randsummen Σ_i und die transformierten Meßwerte Σ_i/k ergänzt. In dieser Tabelle sind somit alle Basiswerte zur Berechnung des Ranglisten-Prozentwertes aufgeführt. Die transformierten Meßwerte müssen lediglich aufsummiert und die Summe durch die Anzahl der Personen geteilt werden. Der erzielte Mittelwert $(\bar{x}_i)$ wird nach der oben genannten Vorschrift prozentuiert.

	F2	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	Σ_i	$\Sigma_i/8$
p 1	6	6	6	3	6	6	3	6	42	5.25
p 2	4	4	4	1	1	2	3	2	21	2,63
p 3	2	4	3	3	2	4	4	3	25	3.13
p 4	1	3	3	1	1	4	5	3	21	2.63
p 5	5	2	4	4	1	1	3	2	22	2.75
p 6	2	5	5	1	2	4	2	4	25	3.13
p 7	6	6	6	2	2	3	3	2	30	3.75
p 8	4	2	3	5	2	3	3	2	24	3.00
p 9	3	4	3	5	4	2	3	3	27	3.38
p10	3	4	4	6	1	2	4	2	26	3.25
p11	6	6	5	1	5	4	5	5	37	4.63
p12	5	5	3	2	3	4	5	4	31	3.88
p13	6	5	6	4	5	5	5	5	41	5.13
									Σ=372	$\bar{x}$=3.58 (51,6%)
									Σ/13=28.62	s=0.90

Tabelle 3: Berechnungsbeispiel Universität Düsseldorf

Angenommen, dieses gängige Verfahren der Bildung eines additiven Index ist den vorliegenden Daten angemessen[3], so ist es auch legitim den "wahren" Mittelwert (μ) aus den Daten zu berechnen, also das Vertrauensintervall dieses Mittelwertes zu bestimmen (vgl. *Gràf* 1991).

Nach der Formel $\mu = \bar{x}_i \pm z \cdot s/\sqrt{n}$ wird für die Universität Düsseldorf das Vertrauensintervall für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% berechnet. Es ergibt sich ein Mittelwerts-Intervall, das von 3,086 bis 4,068 reicht oder in SPIEGEL-Prozenten ausgedrückt ein Intervall zwischen 41,7% und 61,3% umfaßt. Die Universität Düsseldorf kann also genausogut den Rangplatz 5 oder 28 einnehmen.

Diese Berechnung kann nun für alle Hochschulen durchgeführt werden, der Schwankungsbereich des Mittelwertes ist je Universität mehr oder minder stark ausgeprägt, jedoch insgesamt für eine Rangreihe fragwürdig.

3 Die Hauptkomponentenanalyse extrahiert für die Skala "Hochschullehrer" bezogen auf den Fachbereich Psychologie zwei Faktoren (Eigenwerte > 1). Die Bildung eines ungewichteten Mittelwertindex, der Eindimensionalität der Skala voraussetzen sollte, erscheint demnach fraglich.

2.4 Kritik und Konsequenzen: Die SPIEGEL-Rangreihe 1993

Obwohl im vorherigen Abschnitt nur eine einfache Berechnung beschrieben ist, kann, wenn die Ergebnisse anderer Autoren miteinbezogen werden (u.a. ***Gräf*** 1991; ***Lamnek*** 1990; ***Scheuch*** 1990), zur Auswertungsstrategie und zur Präsentation der gesamten Studie festgehalten werden: Die ***Neidhardt***-SPIEGEL-Studie suggeriert in ihrer numerisch-graphischen Aufbereitung insbesondere im Mittelbereich der Rangreihen künstliche Unterschiede zwischen Universitäten und Fachbereichen, die so nicht zu rechtfertigen sind. Auch die Plazierungen der Universitäten in den oberen und unteren Bereichen der Rangreihen lassen nach Gevatter Zufall fragen, wenn zudem die Qualität der Datenerhebung mit Skepsis betrachtet wird.

Der Kritik ist Rechnung getragen worden: Die neue SPIEGEL-Rangreihe *(**SPIEGEL*** 1993) präsentiert sich in einem neuen methodischen und graphischen Gewand und auch die Qualität der Daten hat sich durch Kontrolle der Interviewer-Tätigkeit vermutlich verbessert. Zudem ist in dieser Studie die Anzahl von 12 befragten Studierenden pro Fachbereich auf 18 erhöht worden. Im wesentlichen entspricht der verwendete Fragebogen dem der ersten Studie, geändert hat sich angeblich das Antwortformat, das sich nun an der Schulnoten-Skala, die bekanntlich die Skalenwerte "sehr gut (1)" bis "ungenügend (6)" aufweist, orientiert. So heißt es wörtlich: "Die Beurteilung eines einzelnen Fachbereichs entspricht dem Durchschnittswert aller von den 18 Studenten vergebenen Noten"[!] *(**SPIEGEL**-Spezial* 1993, S. 9). Tatsächlich ist dem auf den Seiten 7 - 9 *(**SPIEGEL**-Spezial* 1993) abgedruckten Fragebogen zu entnehmen, daß die Studierenden auf den Großteil der Fragen mit den Häufigkeitseinschätzungen "sehr häufig (1)" oder nur "sehr selten (6)" antworten. Dieses Antwortformat ist bekannt, es findet in derselben Form im ersten Ranking (1990) Verwendung (s.o.), nur wurde die 6-Punkte-Skala dort noch nicht Schulnotenskala genannt und als solche auch nicht abgebildet. In der neuen Rangreihe des ***SPIEGEL*** (1993) sind nun also die Ranking-Werte in Form von Durchschnittsnoten dargestellt, die genauso wie oben beschrieben berechnet werden; auf eine zusätzliche Prozentuierung wurde allerdings verzichtet. Wirklich anders an dieser neuen Rangreihe ist, daß für die Berechnung der Rangwerte nun auch die Varianz der Mittelwerte berücksichtigt wird, was sich auch in der Darstellung der Rangliste widerspiegelt. "Nach den Regeln der Statistik konnten in jeder Fachrangliste drei Gruppen gebildet werden: Spitzengruppe, Mittelfeld und Schlußlichter. An den Gruppengrenzen kommt es zuweilen zu Überschneidungen. Fakultäten, die von den Studenten sehr einheitlich bewertet wurden, stehen dann trotz schlechterer Durchschnittsnote in einer höheren Gruppe als eher widersprüchlich benotete Fachbereiche" *(**SPIEGEL*** 1993, S. 84).

Was hat sich substantiell an der Methode und der Darstellung des SPIEGEL-Rankings 1993 im Vergleich zum SPIEGEL-Ranking 1989 geändert?

Wenig! Die Darstellung der Rangreihen in der Dreiteilung Spitzengruppe, Mittelfeld und Schlußlichter räumt zumindest einen Kritikpunkt des Rankings des Jahres 1989 aus. Höchst bedenklich ist jedoch, daß die verwendeten Antwortformate ("sehr viele - sehr wenige", "sehr selten - sehr häufig") in Form einer durchschnittlichen Schulnote "verkauft" werden. Inwieweit hier den "Regeln der Statistik" - wie immer sie aussehen mögen - gefolgt wurde, ist schwer nachzuvollziehen. Aber abgesehen davon gilt die grundsätzliche Kritik an der ersten Erhebung auch für die neue Rangreihe, denn auch hier besteht die für die Auswertung wesentliche Vorgehensweise darin, daß aus den Antworten auf die einzelnen Fragen über die Befragten eines Fachbereichs einer Hochschule Mittelwerte gebildet werden, welche dann die Grundlage für die weiteren Berechnungen darstellen, die zu der Rangreihe des Faches und über die Fächer hinweg zu einer Rangreihe der Hochschulen führen. Auch für die neue SPIEGEL-Studie werden die Einzelurteile durch die Mittelwertbildung nivelliert. Wie bereits in der Einleitung gesagt und wie es im folgenden demonstriert werden soll, ist es mit Hilfe der latenten Klassenanalyse möglich, die Einschätzungen der einzelnen Studienbedingungen durch die Studierenden unabhängig von ihrer Zugehörigkeit zu einer Hochschule zu analysieren; das Gemeinsame der Studierenden ist also nicht wie bei den beiden SPIEGEL-Studien an die Zugehörigkeit an eine bestimmte Hochschule gebunden, sondern vielmehr wird diese Hochschulzugehörigkeit zum Kriterium für eine Urteilsübereinstimmung oder -abweichung.

3. Latente Klassenanalyse

Die methodischen Grundlagen der vorgenommenen Analysen können im folgenden nur ansatzweise dargestellt werden. Es erscheint jedoch angebracht, zumindestens einige methodische Aspekte der latenten Klassenanalyse und deren Realisierung im Programm LACORD (***Rost*** 1990) vorzustellen.

In Abgrenzung zur "klassischen Testtheorie" ist das wichtigste Merkmal probabilistischer Methoden, wie der LCA, die Möglichkeit, Annahmen über die Beziehung zwischen latenter und manifester Skala zu überprüfen, wobei dies auch die Überprüfung der Eigenschaften der manifesten Skala einschließt und nicht wie üblich per definitionem eine Verbindung zwischen der Skala der zu messenden Eigenschaft und der beobachteten Skala festgelegt wird. Allen probabilistischen Modellen ist gemeinsam, daß die Wahrscheinlichkeit einer Antwort als Funktion der latenten Eigenschaft aufgefaßt wird. Je nachdem, welche Funktion und Parameter angenommen werden, um die Antwortwahrscheinlichkeiten abzubilden, ergeben sich unterschiedliche probabilistische Modelle, wobei das bekannteste probbilistische Modell das Rasch-Modell ist, das mit allen seinen Erweiterungen von einem quantitativen latenten Kontinuum ausgeht (vgl. ***Fischer*** 1983). Ein Modell, das keine quantitative latente Personenvariable voraussetzt, ist die Latent Class Analyse (LCA) von ***Lazarsfeld***

(1950), in der Personen qualitativ in Klassen entsprechend ihren Antwortwahrscheinlichkeiten eingeteilt werden. Rasch-Modell und LCA unterscheiden sich im wesentlichen nur im Skalenniveau der latenten Variablen, das im Rasch-Modell metrische und in der LCA nominale Qualität hat (vgl. ***Rost und Strauß*** 1992). In beiden Modellen wird die Wahrscheinlichkeit einer Person, genau eine Antwortkategorie bei einer Frage (Item) zu wählen, parametrisiert. Grundlage hierbei ist die mehrdimensionale Kontingenztabelle, deren Abhängigkeiten durch Einführung einer latenten Variablen erklärt werden sollen. Dabei werden nicht nur die bivariaten, sondern alle in Frage kommenden Zusammenhänge höherer Ordnung berücksichtigt, wobei keine Zusammenhangsmaße, wie bei anderen Modellen latenter Variablen (z.B. Strukturgleichungsmodellen), benötigt werden[4].

3.1 Berechnung

Ohne nun dezidiert auf die spezifische Art der Parametrisierung der Antwortwahrscheinlichkeiten der Personen über Items und Antwortkategorien hinweg einzugehen, die im Programm LACORD (***Rost*** 1990) auf dem Konzept der Schwellenwahrscheinlichkeiten basieren (***Rost*** 1988b; 1988c), errechnet sich das Ergebnis folgendermaßen: Das Programm LACORD ermittelt durch Maximum-Likelihood-Schätzungen anhand des Best Information Criterion (BIC) (vgl. ***Bozdogan*** 1987), das die Likelihood der Daten zur Anzahl der Modellparameter und dem Stichprobenumfang in Beziehung setzt (vgl. ***Rost und Georg*** 1991, S.58), das am besten zu den Daten passende Klassenmodell, in dem Personen ihren Antwortwahrscheinlichkeiten entsprechend optimal in Klassen angeordnet sind. Je nach Art der möglichen Repräsentation der Schwellendistanzen - der Abstände zwischen den Antwortstufen - können so vier verschiedene Modelle abgebildet werden. Sind die Parameter dieser Modelle nicht für alle latenten Klassen von Personen gleich, sondern jeweils unterschiedlich, ergeben sich vier weitere, sog. klassenspezifische Modelle (vgl. ***Rost und Georg*** 1991, S.63). Für diese Modelle ist es dann je nach Modelltyp und Gruppierung der Personen möglich, anhand der Schwellendistanzen die Qualität des Datenniveaus zu bestimmen, so daß gemeinsam mit der Klassifikation der Personen auch deren Gebrauch von Antwortstufen abgebildet werden kann.

Für die konkreten Analysen steht die Struktur der Urteile im Vordergrund. Auf dieser Grundlage werden die Personen klassifiziert. Dies geschieht anhand der jeweils höchsten Zuordnungswahrscheinlichkeit[5]. Diese Zuordnung ist notwendig, um in einem nächsten Schritt den Zusammenhang von Hochschulzugehörigkeit und Klassenzugehörigkeit herstellen zu können. Da es hierbei um die Personen der Stichprobe geht, werden bei der Darstel-

4 Detailliert sind die Grundlagen der Modelle, ihre Voraussetzungen und die Schätzmethoden der Parameter bei *Rost* (1988a) dargestellt.

5 Das Programm LACORD schätzt für jede Person ihre Zuordnungswahrscheinlichkeit pro Klasse (vgl. Fußnote 8).

lung der Urteilsstruktur anstelle der latenten Erwartungswerte[6] die der Stichprobe verwendet; die numerischen Unterschiede sind dabei vernachlässigbar.

3.2 Analyseergebnisse

In die LACORD-Analyse gehen von 391 Personen 372 mit gültigen Werten (ca. 95%) in die Berechnungen ein. 19 Personen werden aufgrund fehlender Werte ausgeschlossen. Es zeigt sich, daß die Studierenden die acht Items der Skala Hochschullehrer (siehe Rohdatenmatrix für Düsseldorf) derart individuell beurteilen, daß sich 363 unterschiedliche Antwortmuster (Patterns) ergeben. Die LCA ist in der Lage, diese augenscheinliche Vielfalt der Urteile auf die in einer oder mehreren Klassen geltende gemeinsame (latente) Urteilsstruktur zurückzuführen. Für die vorliegenden Daten ergibt sich auf der Grundlage des BIC-Index eine 4-Klassenlösung.

BIC	Modell	Klassen	Likelihood	Parameter
9703.783	2	3	-4751.271	34
9693.742	2	4	-4719.615	43
9699.487	5	4	-4713.609	46
9693.811	5	4	-4695.974	51
9699.846	5	5	-4660.518	64
9707.852	6	4	-4655.643	67

Tabelle 4: Modellkennwerte der sechs besten Lösungen

Das dieser Lösung zugrunde liegende klassenunabhängige Modell (LACORD-Modell 2) der Schwellendistanzen gilt für alle vier Klassen in derselben Weise. Charakterisiert **ist** dieses Modell dadurch, wie Abbildung 1 zeigt, daß die Schwellendistanzen für alle Kategorien gleich groß, äquidistant, aber für die verschiedenen Items von unterschiedlicher Größe sind, was eine unterschiedliche Dispersion der Itemantworten bewirkt. Die Dispersion der Items, die durch die unterschiedlichen Längen der einzelnen Balken bzw. richtiger durch die halbe "Breite" einer Schwellendistanz repräsentiert wird, könnte für die "klassische" Testtheorie im weitesten Sinne mit der aus den Item-Analysen bekannten "Trennschärfe" verglichen werden. Der Skala "Hochschullehrer" kann aufgrund der Modell-Lösung Intervallskalenniveau attestiert werden, aber wie Abbildung 1 zeigt, müssen für jedes Item eigene Intervalle angenommen werden.

6 Im Gegensatz zur empirischen Zuordnungswahrscheinlichkeit sind die Erwartungswerte als die mittleren Antwortstufen zu verstehen, mit denen eine ideale Person in einer Klasse antwortet.

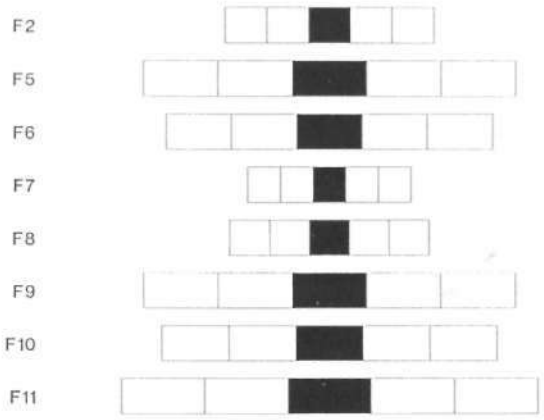


Abbildung 1: Schwellendistanzen Hochschullehrer

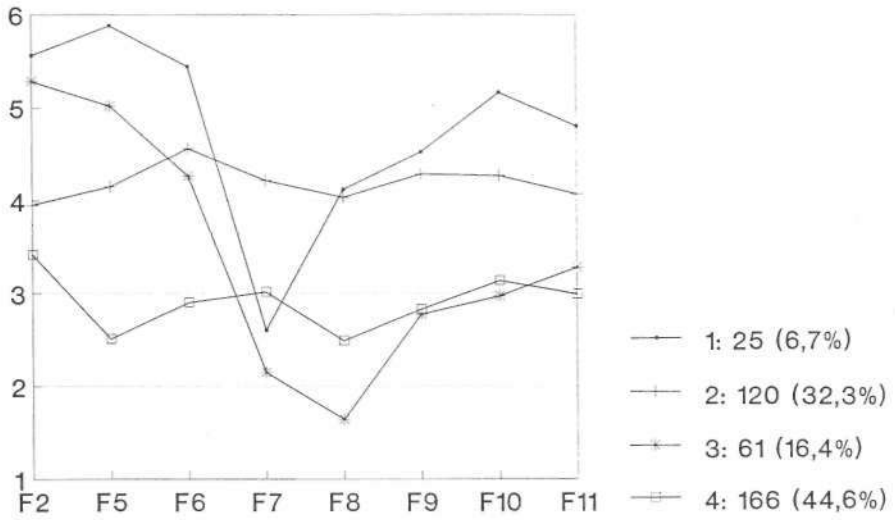


Abbildung 2: Erwartungswerte Hochschullehrer

Ein erster Blick auf die graphische LACORD-Lösung (Abbildung 2) zeigt, daß allein zwei Klassen - Klasse 2 und Klasse 4 - mehr als Dreiviertel der Personen in sich vereinigen. Klasse 2 zeigt über alle Items eine gleichmäßig positive Beurteilung, während Klasse 4 eine entsprechend negative Beurteilung widerspiegelt. Extremere Beurteilungen weisen Klasse 1 und Klasse 3 auf. Klasse 1 stellt mit 25 Personen, 6,7%, die kleinste Klasse dar. Sie weist für die Items F2 "Lehrveranstaltungen ausgefallen", F5 "Persönliche Beratung durch Hochschullehrer" und F6 "Hochschullehrer bereiten sich auf Lehrveranstaltungen vor" im Vergleich zu den anderen Klassen die positivsten Beurteilungen auf. Auch die andere "Extremklasse", Klasse 3 (16,4%), zeigt auf einem leicht niedrigeren Kurvenniveau eine ähnliche Beurteilungstruktur. Eine deutliche Verschiebung des Beurteilungniveaus in den negativen Bereich zeigen beide Klassen in dem Item F7 "Aufgaben in den Semesterferien". Die "Negativklasse" 4, mit 166 Personen (44,6%) die größte Klasse, nähert sich in ihrem Beurteilungsprofil in diesem Item dem Profil dieser beiden Klassen stark an, was für eine geringe Differenzierungskraft des Items F7 spricht (vgl. Abb. 1). Tatsächlich erscheint es auch inhaltlich fragwürdig, ob sogar "Experten" in der Lage sind, eine Frage nach den "Aufgaben in den Semesterferien" mit dem Antwortformat "1 = sehr selten", "6 = sehr häufig", objektiv zu bewerten.[7] Ab dem Item F8 "Hochschullehrer erläutern Ergebnisse von Hausarbeiten und Klausuren" unterscheidet sich das Beurteilungsprofil der Klassen 1 und 3 deutlich; während Klasse 1 die Items F9 "Hochschullehrer berücksichtigen Anregungen und Vorschläge", F10 "Hochschullehrer besprechen Fragen laufender Forschung" und F11 "Hochschullehrer erklären fachliche Zusammenhänge" wieder positiv beurteilt, schätzen die Studierenden der Klasse 3 die Leistungen ihrer Hochschullehrer als weniger gut ein.

Wie bereits oben bemerkt bewegen sich die beiden Hauptklassen, Klasse 2 und Klasse 4, auf einem relativ konstanten Beurteilungsniveau. Während die größte Klasse, die "Negativklasse" mit 166 Personen (44,8%) ihre positivste Beurteilung im Item F2 findet, beurteilt die "Positivklasse", 120 Personen (32,3%), das Item F6 relativ am besten. Der näherungsweise parallele Profilverlauf dieser beiden Klassen weicht nur für F5 "Persönliche Beratung durch den Hochschullehrer" deutlich voneinander ab. Abschließend ist zu dieser Modell-Lösung festzustellen, daß die Profile der vier Klassen für die Studierenden der Psychologie eindeutige Beurteilungsunterschiede zeigen. Jeweils zwei Klassen (Klasse 1 und 3, Klasse 2 und 4) stehen eindeutig ordinal zueinander in Beziehung. Analysen für andere Fachbereiche (Soziologie, Jura, Betriebs- und Volkswirtschaft) haben für die von ***Neidhardt*** gebildeten Skalen ("Hochschullehrer", "Rahmenbedingungen") ähnlich mehrdimensionale Ergebnisse erbracht (vgl. ***Tarnai*** 1993). Wenn hinsichtlich der neuen SPIEGEL-Rangreihe behauptet wird, daß die für die Rangreihe verwendeten 18 Fragen (!) eine eindimensionale Skala (für alle Fachbereiche und Universitäten?) bilden und so die Verwendung des Mittelwertes als Gesamtbeurteilung legitim wäre (vgl. *SPIEGEL-Spezial* 1993, S. 154), sei in Unkenntnis der Rohdaten die Eindimensionalität der Skala schon jetzt

7 In der neuen SPIEGEL-Rangreihe wurde dieses Item F7 nicht mehr berücksichtigt.

bestritten. Die in der SPIEGEL-Studie eingesetzten Methoden mögen vielleicht auf Eindimensionalität hindeuten, aber eine latente Klassenanalyse würde zeigen, daß diese nicht besteht.

3.3 Klassifikation der Hochschulen

Nachdem die Beurteilungsstruktur der Studierenden des Faches Psychologie für den Bereich Hochschullehrer über alle Universitäten dargestellt worden ist, soll untersucht werden, in welchen Klassen Angehörige einzelner Universitäten lokalisierbar sind. Die Personen werden der Klasse zugeordnet, für die sie die höchste Wahrscheinlichkeit aufweisen [8] . Auf diese Weise kann nachvollzogen werden, inwieweit Studierende einer Universität als Experten im Sinne *Neidhardts* anzusehen sind. Es müßten nämlich alle Studierenden einer Hochschule in einer Klasse anzutreffen sein.

	Klasse 2 N	Klasse 4 N	Gesamt N
Bremen	12		12
Kiel	10	2	12
Tübingen	7	5	12
Regensburg	6	6	12
Heidelberg	4	5	9
Mainz	5	7	12
Bochum	4	7	11
Trier	3	8	11
Erlangen-Nürnberg	1	10	11
Hamburg	1	11	12
Braunschweig		12	12
Freiburg		12	12

Tabelle 5: Rangreihe der Hochschulen, die auf der durch die Klassen 2 und 4 repräsentierten Dimension abgebildet werden

Ausschließlich für die beiden zueinander ordinal angeordneten Klassen 2 und 4 ist es möglich, über ihre Angehörigen die Universitäten auf einer Dimension in eine Rangreihe zu bringen, weil alle ihre Studierenden eine einheitliche Beurteilungsgrundlage haben. Dies ist bei den ebenfalls zueinander ordinalen Klassen 1 und 3 nicht möglich, da bei keiner Hochschule ihre Studierenden ausschließlich in diesen beiden Klassen vertreten sind.

8 Die durchschnittliche Wahrscheinlichkeitszuordnung der Personen der Klasse 1 (N=25) beträgt 0,89, der Klasse 2 (N=120) 0,87, der Klasse 3 (N=61) 0,83, der Klasse4 (N=166) 0,93.

Betrachtet man die Hochschulen, die nur in den Klassen 2 und 4 lokalisierbar sind, dann ist festzustellen, daß an der Universität Bremen die Studienbedingungen am positivsten gesehen werden. Alle ihre Studierenden befinden sich in der positiven Klasse 2. Auf der anderen Seite werden am negativsten die beiden Universitäten Braunschweig und Freiburg beurteilt. Von der Mehrheit der Studierenden positiv beurteilte Universitäten sind die Hochschulen Kiel und Tübingen. Von den insgesamt 12 Universitäten werden 8 mehrheitlich negativ eingeschätzt.

Die differenzierte Rangreihe, die sich aus den unterschiedlichen Urteilen der Angehörigen einer Universität ableiten läßt, ist in besonderem Maße von der Repräsentativität und der Anzahl der "Experten" abhängig. Entscheidend ist sicherlich die Repräsentativität der Urteile hinsichtlich der an einer Hochschule vorherrschenden Studienbedingungen. Eine Erhöhung der Anzahl von Studierenden, wie in der neuen SPIEGEL-Studie vorgenommen, macht nur dann Sinn, wenn die Repräsentativität dadurch verbessert wird.

	Klasse 1 N	Klasse 2 N	Klasse 3 N	Klasse 4 N	Gesamt N
Bamberg	2	3		7	12
Berlin-FU	1	1	1	6	9
Berlin-TU			3	9	12
Bielefeld	2	9	1		12
Bonn	1	4	4	2	11
Darmstadt		5	1	4	10
Düsseldorf	3	1	3	6	13
Frankfurt		8	1		9
Gießen			10	1	11
Göttingen			10	2	12
Köln	3	3	4	2	12
Konstanz		2	4	5	11
Mannheim	2		1	5	8
Marburg		7	1	4	12
München	1		4	6	11
Münster		2	4	6	12
Oldenburg		6	1	5	12
Osnabrück	5		2	4	11
Saarbrücken	2	1	2	5	10
Würzburg	3	8		1	12
Wuppertal		7	4	1	12

Tabelle 6: Klassifikation der Hochschulen, die nur qualitativ miteinander verglichen werden können

Für die beiden ebenfalls ordinalen Klassen 1 und 3 gibt es keine ausschließliche Zuordnung von Studierenden. Aus diesem Grunde können die verbleibenden 21 Hochschulen nur qualitativ miteinander verglichen werden, was gleichbedeutend mit dem Sachverhalt ist, daß keine Rangreihe über die Universitäten erstellt werden kann.

Dennoch können Unterschiede zwischen den Hochschulen deutlich nachvollzogen werden. Relativ homogen werden die Studienbedingungen an den Hochschulen beurteilt, deren Studierende in 2 Klassen zuordenbar sind. Es handelt sich hierbei um die Universitäten Berlin-TU, Gießen und Göttingen (Klasse 3 und 4) bzw. Frankfurt (Klasse 2 und 3). Die übrigen Universitäten, deren Angehörige in drei oder allen vier Klassen anzutreffen sind, lassen sich entsprechend der jeweiligen Anzahl ihrer Studierenden eindeutig qualitativ beschreiben. Möchte man eine Universität anhand des durch die Mehrheit ihrer Studierenden ausgedrückten Beurteilungsprofils charakterisieren, so kann das Kriterium, daß mehr als 50% in einer Klasse vereinigt sein sollen, als angemessen angesehen werden. Bei weniger Klassen ist ein strengeres Kriterium anzulegen (vgl. ***Tarnai*** 1993; ***Tarnai*** *et al.* 1993a).

Wenn man das vorliegende Ergebnis mit der SPIEGEL-Studie vergleicht, so sieht man deutlich, daß nur für wenige Universitäten die Voraussetzung für eine Mittelwertbildung und eine darauf aufbauende Rangreihe zutreffend ist. Nur für 12 Hochschulen ist eine Dimension Grundlage der Beurteilung, weshalb nur für sie das Kriterium des Expertentums als erfüllt anzusehen ist. Gegenüber der klassischen Vorgehensweise zeigt die latente Klassenanalyse, daß es möglich und sinnvoll ist, die Universitäten über die Urteile einzelner Personen eindeutig zu beschreiben. Dies erkennt man beispielsweise bei den drei Universitäten Erlangen-Nürnberg, Freiburg und Hamburg. Während die 12 Studierenden der Universität Freiburg sich in ihrem negativen Urteil einig sind (s. Tabelle 3), gibt es an den Universitäten Erlangen-Nürnberg und Hamburg jeweils eine Person, die diese Studienbedingungen positiv einschätzt. Das Gewicht der Einzelurteile wird dann deutlich, wenn keine eindeutige Mehrheit feststellbar ist, wie dies beispielsweise für Regensburg der Fall ist.

Der mit der Mittelwertbildung verbundene Informationsverlust kann anhand des Vergleichs der Universitäten Düsseldorf und Münster nochmals verdeutlicht werden (s. Tabelle 4). Beide Universitäten sind in der SPIEGEL-Rangreihe in benachbarter Position. Dennoch können Unterschiede anhand der Ergebnisse der latenten Klassenanalyse festgestellt werden. Die Mehrheit der Studierenden beider Universitäten urteilt negativ, während die übrigen Studierenden qualitative Unterschiede zwischen den Universitäten verdeutlichen. Aus den Ergebnissen ist ablesbar, daß die LCA in der Lage ist, gegebene Beurteilungsstrukturen vollständig zu erfassen, auch wenn sie qualitativ heterogen sind.

4. Schlußbemerkung

Die Ergebnisse der Analysen zeigen, daß die Urteile an einzelnen Hochschulen qualitativ und quantitativ auseinandergehen. Urteilsübereinstimmung stellt eher die Ausnahme dar. Selbst dort, wo die Mehrheit der 12 Studierenden einer Universität sich in ihrem Urteil einig ist, finden sich Partner mit qualitativ abweichendem Urteil. Somit ist zu schließen, daß ein Expertenurteil im Sinne des SPIEGELs ("Konsensus gilt als eine Art Wahrheitsersatz"; ***SPIEGEL*** 1990, S. 120) nicht sinnvoll ist. Wenn die Studienbedingungen an den meisten Hochschulen zu unterschiedlich sind, als daß sie überhaupt in derselben Weise wahrgenommen werden können, dann müssen Experten, die diese Studienbedingungen beurteilen, sich zwangsläufig "uneinig" sein.

Es wird deutlich, daß es nicht *die* besten oder schlechtesten Universitäten gibt. Es können für jede Universität Beurteilungsprofile herausgearbeitet werden. Dieses kommt dem Informationsbedürfnis von Studienanfängern entgegen, die über die Situation an den einzelnen Hochschulen Bescheid wissen wollen. Ein heterogenes Urteil zeigt an, daß heterogene Studienbedingungen vorliegen. Allerdings kann dieses Ergebnis nur dann als Beurteilungsgrundlage genommen werden, wenn die Leistungsprofile der einzelnen Hochschulen sich tatsächlich auf repräsentative Urteile ihrer Studierenden stützen und diese tatsächlich den angenommenen Objektbezug aufweisen. Ohne Berücksichtigung weiterer Daten kann nicht entschieden werden, ob die Urteile der Studierenden im angenommenen Sinne valide oder Ausdruck ihrer Persönlichkeit sind.

Literatur

Andrich, David, 1978:
A rating formulation for ordered response categories,
In: Psychometrika, 43, S. 561-573.

Andrich, David, 1982:
An Extension of the Rasch model for ratings providing both location and dispersion parameters,
In: Psychometrika, 47, S. 105-113.

Bozdogan, Hamparsum, 1987:
Model selection and Akaike's Information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions,
In: Psychometrika, 52, S. 345-370.

Der SPIEGEL.
Nr. 16 vom 19.04.1993.

Fischer, Gerhard H., 1983:
Neuere Testtheorie.
In *H. Feger & J. Bredenkamp* (Hrsg.), Enzyklopädie der Psychologie, Serie: Forschungsmethoden der Psychologie. Band 3: Messen und Testen (S. 604-692). Göttingen: Hogrefe.

Formann, Anton K., 1984:
Die Latent-Class- Analyse.
Weinheim: Beltz.

Gräf, Lorenz, 1991:
Fragwürdige Experten - Sekundäranalyse der SPIEGEL-Untersuchung zur Qualität westdeutscher Universitäten. Soziologie (Mitteilungsblatt der Deutschen Gesellschaft für Soziologie), 69-85.

Kreutz, Henrik, 1991:
Universitätsrangreihen und die Bewertung der Qualität von Hochschulen. Kritische Evaluation der SPIEGEL-rangreihe und der österreichischen Nachfolgestudie des Profil. Nürnberg: Lehrstuhl für Soziologie und Sozialanthropologie.

Lamnek, Siegrid, 1990:
Zur Professionalität der Studie: "Welche Uni ist die beste?"
Soziologie (Mitteilungsblatt der Deutschen Gesellschaft für Soziologie), 91-101.

Langeheine, Rolf, 1988:
New Developments in Latent Class Analysis.
In *R. Langeheine & J. Rost* (Eds.). Latent Trait and Latent Class Models (pp. 77-108). New York: Plenum.

Lazarsfeld, Paul F., Henry, Neil W., 1968:
Latent structure analysis.
Boston: Houghton Mifflin.

Lazarsfeld, Paul F., 1950:
The logical and mathematical foundation of latent structure analysis.
In *S. A. Stouffer, L. Guttmann, E. A. Suchman, P. F. Lazarsfeld, S. A. Star, & J. A. Clausen (*Eds.), Studies in social psychology in World War II. Vol. 4. Princeton: Princeton University Press.

Masters, Geoffrey N., 1982:
A Rasch model for partial credit scoring.
Psychometrika, 47, 149-174.

Neidhardt, Friedhelm, 1990:
Lob und Tadel sind befangen. Über den Umgang mit dem SPIEGEL-Ranking.
In SPIEGEL (Hrsg.), SPIEGEL-Spezial Nr. 1. Studieren heute. Welche Uni ist die beste? (S. 118-125).
Hamburg: SPIEGEL Verlag.

Neidhardt, Friedhelm, 1991:
Kritik und Folgerungen - Am Beispiel des "SPIEGEL"-Ranking universitärer Lehrbedingungen.
Soziologie (Mitteilungsblatt der Deutschen Gesellschaft für Soziologie), 86-94.

Rost, Jürgen, 1988a:
Quantitative und qualitative probabilistische Testtheorie.
Bern: Huber.

Rost, Jürgen, 1988b:
Test theory with qualitative and quantitative latent variables.
In R. *Langeheine & J. Rost* (Eds.), Latent Trait and Latent Class Models (pp. 147-171). New York: Plenum.

Rost, Jürgen, 1988c:
Measuring Attitudes with a Threshold Model Drawing on a Traditional Scaling Conccpt.
Applied Psychological Measurement 12, 397-409.

Rost, Jürgen, 1990:
LACORD. Latent class analysis for ordinal variables.
A FORTRAN program. 2nd edition. Kiel: 1PN.

Rost, Jürgen; Georg, Werner, 1991:
Alternative Skalierungsmöglichkeitcn zur klassischen Testtheorie am Beispiel der Skala "Jugendzentrismus".
ZA-Information Nr. 28, 52-74.

Rost, Jürgen; Strauß Bernd, 1992:
Recent developments in psychometrics and test theory.
The German Journal of Psychology 16,91-119.

Scheuch, Erwin K., 1990:
Wie gut sind unsere Hochschulen?
Soziologie (Mitteilungsblatt der Deutschen Gesellschaft für Soziologie), 73-90.

SPIEGEL (Hrsg.), 1990:
Studieren heute. Welche Uni ist die beste?
SPIEGEL Spezial Nr. l. Hamburg: SPIEGEL-Verlag.

SPIEGEL (Hrsg.), 1993:
Welche Uni ist die beste?
SPIEGEL Spezial Nr. 3. Hamburg: SPIEGEL-Verlag.

Tarnai, Christian, 1993:
Beurteilung der Studienbedingungen durch Studierende der Fächer Jura, Betriebswirtschaftslehre und Soziologie. Reanalyse der *Neidhardt-SPIEGEL-Studie* unter dem Blickwinkel individueller Urteile.
Sozialwissenschaftliche Forschungsdokumentationen. Münster: Institut für sozialwissenschaftliche Forschung e. V.

Tarnai, Christian; Grimm, Holger; John, Dirk; Watermann, Rainer, 1993a:
Studienbedingungen des Fachs Erziehungswissenschaft im SPIEGEL des Urteils von Studierenden.
Eine Detailanalyse der *Neidhardt*-SPIEGEL-Studie zur Universitätsrangreihe.
In *Ch. Tarnai* (Hrsg.), Beiträge zur empirischen pädagogischen Forschung (S. 145-165). Münster, New York: Waxmann.

Tarnai, Christian; Grimm, Holger; John, Dirk; Watermann, Rainer, 1993b:
Basis der Beurteilung von Studienbedingungen: Fach versus Studienort. Eine Reanalyse der Neidhardt-SPIEGEL-Studie zur Universitätsrangreihe mittels Latent Class Analyse.
In *Ch. Tarnai* (Hrsg.), Beiträge zur empirischen pädagogischen Forschung (S. 166-178). Münster, New York: Waxmann.

Wissenschaftliches Arbeiten unter einer grafischen Oberfläche

von Klaus Manhart [1]

Zusammenfassung

Eine neue Generation von PC-Betriebssystemen mit grafischen, fensterorientierten Oberflächen erlaubt ein komfortables, kreatives und zeitsparendes wissenschaftliches Arbeiten auf billiger Massenhardware. Am Beispiel von Windows werden die wesentlichen Vorzüge und Möglichkeiten grafischer Oberflächen anhand von konkreten Problemstellungen illustriert: Texterfassung, die gleichzeitige Darstellung unterschiedlicher Informationsquellen, der bequeme Datenaustausch mit und ohne OLE-Verfahren und das simultane Ablaufenlassen von Programmen. Wir stützen uns dabei auf Erfahrungen bei der Erstellung einer Dissertation, ein Vergleich oder eine grundlegende Bewertung ist nicht beabsichtigt. Der Artikel soll als Anregung verstanden werden, die Leistungsfähigkeit fensterorientierter Betriebssysteme beim wissenschaftlichen Arbeiten zu nutzen.

Abstract

A new generation of PC operating systems using graphical user interfaces gives a researcher a comfortable, creative and time-saving working environment on cheap mass-produced hardware. MS-Windows embodies the essential advantages and features of a graphical interface: high-end word-processing, the presentation of different information at the same time, comfortable data-exchange and the simultaneous execution of programs. In doing this, we examine how MS-Windows was used in writing my dissertation. There is no comparison or evaluation. This article should be an incentive to use the power of graphical user interfaces in academic work.

1 *Klaus Manhart* ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Soziologie der Universität München, Konradstr. 6, 80801 München.

1. Einleitung[2]

Im universitären Bereich ist der Personal-Computer (PC) zu dem wichtigsten Arbeitsinstrument geworden, ohne das wissenschaftliches Arbeiten kaum mehr vorstellbar ist. MS-DOS war dabei von der Geburtsstunde des PC bis heute das Standard-Betriebssystem, mit dem eine ganze Generation von Geistes- und Sozialwissenschaftlern aufgewachsen ist. Seit einigen Jahren sind nun mehrere PC-Prozessorgenerationen auf dem Markt, die erheblich mehr Möglichkeiten bieten als das technisch beschränkte DOS erreichen kann. Mit dem Aufkommen dieser 32-Bit-Prozessoren ist der Einsatz leistungsfähiger Betriebssysteme auf preisgünstiger Massenhardware realisierbar. Für Wissenschaftler aus allen Bereichen ergibt sich dadurch ein potentieller Zugang zu neuen Verfahren, die computergestütztes Arbeiten wesentlich erleichtern können. Der Artikel soll die elementarsten Formen demonstrieren. Zunächst werden jedoch die zentralen Merkmale und Vertreter zeitgemäßer Alternativen zum veralteten MS-DOS vorgestellt.

2. Eigenschaften moderner PC-Betriebssysteme

Die aus Anwenderperspektive wichtigsten Charakteristika moderner PC-Betriebssysteme sind die Multitasking-Fähigkeit und die Möglichkeit, unter grafischen, fensterorientierten Oberflächen arbeiten zu können.

Multitasking bedeutet, daß mehrere Programme gleichzeitig und parallel abgearbeitet werden können. Dies ist dann z.B. sinnvoll, wenn eine Anwendung längere Zeit zur Ausführung braucht. Triviales Beispiel ist das Formatieren von Disketten. Ein nicht multitasking-fähiges Betriebssystem wie DOS blockiert in dieser Zeit die ganze Computereinheit. Ein multitasking-fähiges System hingegen ermöglicht, das zeitaufwendige Programm "in den Hintergrund zu legen". Die Hintergrundsitzung wird für den Benutzer unsichtbar abgearbeitet, während er in der Vordergrandsitzung mit dem gleichen oder einem anderen Programm weiterarbeiten kann.

Die zweite Neuerung, die mehr im Mittelpunkt dieses Artikels steht, ist die Ablösung von zeichenorientierten durch **grafische, fensterorientierte Oberflächen.** Mit "Oberfläche" ist hierbei das Erscheinungsbild von Programmen am Bildschirm gemeint. Grafische Benutzeroberflächen oder "Schnittstellen" werden im Fachjargon als GUIs (Graphical User Interface) bezeichnet. Vordergründigstes Ziel dieser GUIs ist es, den Anwender in seiner gewohnten Welt denken und arbeiten zu lassen, ohne ihn mit der Komplexität einer "anderen Welt" (Betriebssystem-Kommandos o.ä.) zu konfrontieren *(**Winograd und Flores*** 1992,

---

2 Für Verbesserungsvorschläge und Korrekturen zum Text möchte ich mich bei Mitarbeitern des Zentralarchivs bedanken.

S.269-270). Mittelpunkt eines GUIs ist der elektronische Schreibtisch oder "Desktop", der dem Benutzer seine gewohnten Organisationsmittel in grafischer Darstellung und in unterschiedlichen Bildschirmausschnitten (Fenstern) zeigt. In dieser Ansicht werden beispielsweise Bürowerkzeuge wie Ordner, Papierkorb oder Reißwolf als kleine Symbole (Icons) repräsentiert. Fortgeschrittene GUIs erlauben es, reale Büroprozesse analog und intuitiv auf dem elektronischen Desktop nachzuahmen. Soll z.B. ein Dokument vernichtet werden, nimmt man es im realen Büroprozeß in die Hand und gibt es in den Reißwolf. Auf dem Computer-Desktop wird der Vorgang völlig analog mit Maus und "Drag-and-Drop"-Technik nachgeahmt: das Dokumenten-Symbol wird auf das Reißwolf-Symbol gezogen ("drag") und fallengelassen ("drop"). Der Benutzer muß sich nicht darum kümmern, was sich hinter dem Bewegen der Icons verbirgt, sondern er kann sich auf die ihn eigentlich interessierenden Vorgänge konzentrieren.

Überlegt man sich den Umstieg auf solch grafisch ausgerichtete Betriebssysteme, so darf man sich als Anwender von den neuen Möglichkeiten nicht blenden lassen. Das entscheidende Kriterium für die Wahl eines modernen Betriebssystems ist der *Schutz* von bereits getätigten Softwareinvestitionen. Dies bedeutet für DOS-Benutzer, daß alte DOS-Software auch unter dem neuen Betriebssystem möglichst problemlos ablaufen soll. So gut die neue Plattform auch sein mag - man will schließlich auch noch mit der alten Software weiterarbeiten können und nicht auf diese verzichten müssen, nur weil man in einer anderen Umgebung arbeitet. Hierzu muß man wissen, daß das Ablaufenlassen von Programmen auf fremden Betriebssystemen per se nicht gewährleistet ist. Programme sind nämlich immer für bestimmte Systemplattformen entwickelt und ein Programm für Betriebssystem X läuft nicht auf Betriebssystem Y. Von einem anwenderfreundlichen, Softwareinvestitionen schützenden PC-Betriebssystem erwartet man zumindest, daß auf ihm auch noch alte DOS-Programme in Form von Emulationen[3] o.ä. einsetzbar sind.

3. UNIX, OS/2 und Windows

Die GUI-Idee des einfach handhabbaren Computers geht ursprünglich auf ***Allen Kay*** vom Xerox PARC (Palo Alto Research Center) zurück. ***Kay*** schuf in den siebziger Jahren das Konzept der grafischen Benutzeroberfläche und die Firma Apple setzte es Anfang der achtziger Jahre erstmals kommerziell um. Nach einem finanziellen Flop gelang Apple mit dem Macintosh der große Wurf. Die Oberfläche des Apple Macintosh gilt heute noch vielen als vorbildlich und nachahmenswert. Der "Mac" hat in Deutschland leider nie recht den Massenmarkt erobern und das Flair des "Exotischen" ablegen können, so daß wir hier nicht weiter darauf eingehen. An manchen Universitätsinstituten ist der "Mac" jedoch "Computer der Wahl".

3 Salopp formuliert, gaukelt eine Emulation einem Programm einfach eine bestimmte Betriebssystemumgebung vor.

Als die drei Hauptvertreter am Markt grafisch orientierter Betriebssysteme gelten UNIX, OS/2 und - mit technischen Abstrichen - Windows. Multitasking und GUIs waren in der Vergangenheit primär eine Domäne von teuren UNIX-basierten Rechnern wie Workstations. Leistungsfähige Workstations[4] werden vor allem in den naturwissenschaftlichen und mathematischen Fächern verwendet, wo i.a. größere Rechenpower benötigt wird als in den Sozial- und Geisteswissenschaften. UNIX-Varianten sind inzwischen aber auch für die populäreren PCs erhältlich. Diese UNIX-PC-Versionen sind von allen drei Hauptvertretern derzeit tatsächlich auch die leistungsfähigsten, sie haben aber unter anderem drei entscheidende Nachteile: erstens gibt es eine Vielzahl von UNIX-Dialekten (z.B. SCO-, Interactive-UNIX, UNIXware) mit unterschiedlichen, auf dem X-Window-System aufsetzenden grafischen Oberflächen (z.B. Motif, Open Look, PC-Solaris), zweitens fehlen die billigen, verbreiteten Massenprogramme, wie sie aus der DOS- und Windows-Welt vertraut sind und drittens ist uns kein UNIX-System bekannt, das eine befriedigende Emulationsmöglichkeit für DOS-Software bietet. In Bereichen, in welchen andere Kriterien als High-End-Rechenleistung wichtig sind, fristet UNIX deshalb bislang eher ein Schattendasein, wenngleich eine aufsteigende Tendenz erkennbar ist.

Speziell für die weitverbreiteten Familien der 386-, 486- und Pentium-(586-)[5] PC-Prozessoren sind OS/2 und Windows die derzeit beliebtesten Systemplattformen[6]. Das von IBM entwickelte OS/2 hat dabei die modernere und leistungsfähigere Architektur: es ist ein echtes 32-Bit-System und nutzt die Möglichkeiten der 32-Bit-Prozessoren (ab Intel 386) voll aus. Der Nachteil von OS/2 ist, daß Anwendersoftware, welche die *32-Bit-Fähigkeiten* von OS/2 verwertet, derzeit auf dem Softwaremarkt noch kaum verfügbar ist[7]. OS/2 hat aber im Gegensatz zu UNK den entscheidenden Vorteil, daß unter OS/2 als Basissystem sowohl DOS- als auch Windows-Programme parallel ausführbar sind. DOS- und Windows-Programme laufen unter OS/2 z.T. sogar schneller und absturzsicherer ab als in ihren "natürlichen" Umgebungen. OS/2 stellt somit eine Integrationsplattform dar, die dem Anwender die Möglichkeit gibt, seine bisher gewohnte Umgebung ohne jedwede Einschränkung nahtlos mit einer hochmodernen Betriebssystemarchitektur zu verbinden *(Glas et al.* 1992, S. 118). Damit ist der sanfte Übergang von der alten DOS- in die neue 32-Bit-Welt bestens gewährleistet.

4 Die Frage, wie man PCs von Workstations abgrenzt, ist nicht einfach zu beantworten, da die Grenzen immer mehr verschwimmen. Das klarste Unterscheidungsmerkmal liegt noch darin, daß Workstations grundsätzlich einen anderen Prozessortyp verwenden als PCs, nämlich sog. RISC-Prozessoren (statt CISC-Prozessoren bei PCs). Die anderen charakteristischen Merkmale von Workstations wie hochauflösende Grafikbildschirme oder UNIX als Betriebssystem können nicht mehr als Abgrenzungskriterium dienen, da sie sich vermehrt auch bei PCs finden.

5 Die PC-Prozessoren stammen ursprünglich ausnahmslos von der Firma Intel. Erst in neuerer Zeit gibt es billigere 386er- und 486er-Nachbauten z.B. von AMD oder Cyrix. Um einen besseren rechtlichen Schutz vor solchen Clones zu gewährleisten, wählte Intel als Namen für die neueste Prozessorgeneration nicht wie erwartet 586, sondern Pentium.

6 Die zur Zeit der Entstehung dieses Artikels aktuellen Versionen sind OS/2 2.1 und Windows 3.1.

7 Es gibt eine SPSS-Version für OS/2, diese wurde aber noch für das alte 16-Bit OS/2 1.x programmiert und nutzt damit die 32-Bit-Architektur der Version 2.x nicht aus.

Die grafische PC-Oberfläche mit der derzeit breitesten Akzeptanz - die "GUI fürs Volk" - ist aber Windows von Microsoft. Windows hat den Vorteil, daß es eine Vielzahl von billigen, populären Anwenderprogrammen gibt, die unter diesem Betriebssystem laufen (und damit, wie gesagt, auch unter OS/2). Ferner ist unter Windows die sanfte Migration gewährleistet, da DOS-Programme in Windows-Fenstern ausführbar sind. Der große Nachteil von Windows ist, daß es derzeit nur ein "Aufsatz" auf MS-DOS ist und dadurch erheblichen Limitierungen unterworfen ist [8] (z.B. kein leistungsfähiges Multitasking, vgl. unten). Technisch ist Windows im Vergleich zu UNIX oder OS/2 eindeutig die schlechtere Lösung. Microsoft bringt als Alternative und Anschluß an die Konkurrenz in diesen Tagen das High-End-System Windows NT (New Technology) auf den Markt. Dieses von DOS unabhängige 32-Bit-System soll die Leistungsstärke von UNIX erreichen, setzt allerdings erhebliche Hardware-Ressourcen voraus (z.B. mind. 486er Prozessor, 16 MB Hauptspeicher). Da diese de facto oft noch nicht gegeben sind, wird OS/2 oder die DOS-Variante von Windows für viele Benutzer in nächster Zeit das Betriebssystem ihrer Wahl bleiben [9].

Die Frage, ob Windows oder OS/2 bevorzugt werden sollte, ist in unserem Zusammenhang nicht entscheidend. Beide Systeme sind bezüglich der unten beschriebenen, elementaren Möglichkeiten ziemlich gleichwertig. Zwar wird in diesem Artikel Windows zugrundegelegt, die dargestellten Verfahren sind aber ziemlich analog auch unter OS/2 verwendbar.

Die Arbeitsmittel, welche die Desktops der einzelnen GUIs bereitstellen, variieren stark. Während Windows eine Ansicht verwendet, die sich eher an Applikationen und dem Dateisystem orientiert, arbeiten z.B. OS/2 und UNIXware davon unabhängig und erlauben, sich eine völlig eigene Hierarchie aus Dateien und Anwendungen zu schaffen [10]. Dies kann so gut gelingen, daß sich Chaoten auf ihrem Computer-Desktop ein ähnliches Bild bietet wie auf dem echten Schreibtisch. Die folgende Abbildung zeigt die applikations- und dateiorientierte Oberfläche von Windows. In dem rechten Fenster "Programm-Manager" sind drei weitere Fenster mit unterschiedlichen Typen von Anwenderprogrammen enthalten. Das linke Fenster "Datei-Manager" zeigt den Inhalt eines Verzeichnisses an. Die Icons A, B und C im Kopf des Datei-Manager-Fensters stellen bildlich Disketten- und Festplattenlauf-

8 Mit "Aufsatz" ist gemeint, daß Windows zum Betrieb DOS als Basissystem voraussetzt. Windows ist deshalb genaugenommen kein eigenständiges Betriebssystem. Manche sprechen nur von einer Oberfläche für DOS, aber das ist auch nicht richtig, da Windows eine andere Speicherverwaltung als DOS hat. Windows ist ein Zwitter zwischen Betriebssystem und reiner Oberfläche. Am passendsten erscheint wohl, von Windows als "Betriebssystem-Erweiterung" zu sprechen. Wir werden im folgenden aber darauf verzichten und einfachheitshalber weiter den Ausdruck "Betriebssystem" verwenden.

9 Microsoft positioniert NT neuerdings nicht mehr als Einzelplatz-System, sondern als Server-Betriebssystem, also als System, das ein Computernetz bedient. Als eigentlicher Windows-Nachfolger gilt die nächste Version 4.0, die ebenfalls unabhängig von DOS sein wird, aber weniger Hardwareressourcen voraussetzt als NT.

10 Es gibt für GUIs bestimmte Richtlinien wie z.B. die, daß das Kurzzeitgedächtnis durch übersichtliche Menüs, einfachen Bildaufbau etc. nicht stark belastet werden sollte. Die Hersteller der verschiedenen GUI-Plattformen bieten Style-Guidelines für Software-Entwickler an, um eine möglichst konsistente Benutzerführung zu gewährleisten. Auch Normierungsgremien warten mit Richtlinien auf. Für nähere Details hierzu vgl. *Hüskes und Shahrbabaki* (1993).

werke dar und können durch einen einfachen Mausklick aktiviert werden. Die einzelnen Icons in den Programm-Manager-Fenstern und auf dem Desktop ganz unten repräsentieren Anwendungsprogramme.

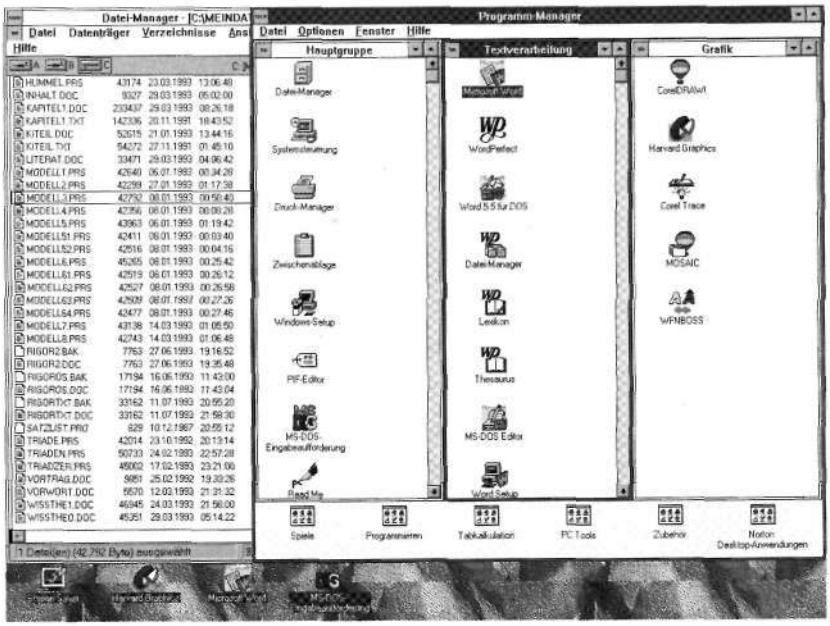


Abbildung 1: Der Windows-Desktop mit Datei- und Programm-Manager

4. Wer profitiert von grafischen Oberflächen?

Abgesehen von eingefleischten Hackern und Kommandozeilen-Freaks profitiert im Prinzip jeder von einer grafischen Oberfläche - eine entsprechende Hardwarekonfiguration vorausgesetzt[11]. Verglichen mit den alten und umständlichen Eingaben von DOS-Kommandos ist für den Durchschnitts-User jede GUI ein Bedienungsfortschritt. Dies trifft aus meiner

11 *Minimale* Hardwarevoraussetzung für *vernünftiges* und *ergonomisches* Arbeiten mit Windows ist aus meiner Sicht ein 386er mit 33 MHz, 4 MB Arbeitsspeicher, einer möglichst großen, schnellen Festplatte und leistungsfähigen Grafikkarte. Der Farbbildschirm sollte strahlungsarm sein (nach der Schwedennorm MPR-II oder TCO-92), wenigstens 15 Zoll Bildschirmdiagonale messen und 800 x 600 Punkte Auflösung darstellen können bei wenigstens 70 Hz augenschonender Bildwiederholrate. *Optimal* wäre ein 486er (oder gar Pentium) mit 66 MHz, 8 -16 MB Speicher und einem 17 Zoll Schirm mit flimmerfreier Auflösung bei 1024 x 768 Punkten. Insbesondere wenn man mit mehreren Programmen gleichzeitig arbeiten will, sollte an Hauptspeicher nicht gespart werden.

Erfahrung insbesondere für manche Nutzer aus den Geistes- und Sozialwissenschaften zu, die oft eine Abneigung gegen alles "Formale" haben und mit Bildern und Icons eher zurechtkommen. Allerdings ist der Desktop der Volks-GUI Windows nicht so konsequent realisiert und schön zu bedienen wie der des Apple Macintosh oder auch der von OS/2. Die Oberfläche ist auch nicht so einfach angelegt, daß man das System völlig intuitiv und ohne Einarbeitung handhaben kann. Dennoch ist ein grundlegender Fortschritt und eine Bedienungserleichterung zu erkennen.

Auf der Ebene der Anwenderprogramme ergibt sich grundsätzlich ein dreifacher Vorteil. Erstens sind Applikationen für GUIs i.a. leistungsfähiger und bieten vielfältigere Möglichkeiten als die entsprechenden DOS-Pendants. Zweitens sind die Programme einfacher und intuitiver zu bedienen, so daß der Lernaufwand minimiert wird und Gedächtniskapazität für andere Dinge frei wird als das Lernen von Befehlssequenzen. Drittens schließlich sind die Anwendungen in gewisser Weise normiert und funktionieren bei gleichen Aufgaben sehr ähnlich. Kennt man also ein Anwendungsprogramm, ist ein neues Programm schnell erlernbar.

Uns interessieren aber hier nicht die allgemeinen Vorzüge von GUIs, Windows oder Anwendungsprogrammen. Im Mittelpunkt stehen vielmehr die durch die neuen Betriebssysteme bedingten erweiterten wissenschaftlichen Arbeitsmöglichkeiten. Hier ergibt sich eine Nutzendifferenzierung, die man am besten an zwei typischen Benutzerprofilen unterscheiden kann.

Die Mitglieder der ersten Benutzergruppe können dadurch charakterisiert werden, daß sich ihre wissenschaftliche Arbeitstätigkeit am Computer ausschließlich auf die Produktion von *Dokumenten* umgangssprachlicher oder auch formalerer Natur beschränkt (Zeitschriftenartikel, Bücher, Unterrichtsunterlagen etc.). Der Computer wird von dieser Gruppe weitgehend als reine Textverarbeitungsmaschine gesehen und benutzt und der Desktop wird allenfalls noch für Verwaltungsarbeiten verwendet. Der Prototyp ist der "rein geisteswissenschaftlich" arbeitende, ausschließlich Fließtext erzeugende Benutzer (im Gegensatz zu Nicht-Fließtextproduzenten, die mathematische Symbole oder Formeln in ihren Texten verwenden). Reine Fließtextproduzenten haben am wenigsten von GUIs. Die Vorteile sind im Prinzip beschränkt auf die intuitivere Bedienbarkeit der Maschine und WYSIWYG bei der Textverarbeitung. Mit **WYSIWYG** (what you see is what you get) ist gemeint, daß der Text so auf dem Bildschirm dargestellt wird, wie er später auf dem Printer ausgedruckt wird[12]. Dies ist bei den herkömmlichen zeichenorientierten Anwendungen in der Regel nicht der Fall.

12 Konkret bedeutet dies z.B., daß Textteile in Kursiv- oder Fettschrift auf dem Bildschirm ebenfalls kursiv oder fett dargestellt werden. Die WYSIWYG-Darstellung vermittelt anders als die zeichenorientierte Ansicht einen genauen Eindruck davon, wie die bedruckte Seite später aussehen wird.

Für die zweite Benutzergruppe sind GUIs schon wesentlich interessanter und bieten substantiell mehr als bloße Druckbilddarstellung oder Bedienungsvereinfachung. Die wissenschaftlich essentielle Benutzung des Computers ist hier nicht auf reine Textproduktion reduziert. Vielmehr wird der Rechner als bevorzugtes Werkzeug für unterschiedlichste wissenschaftliche Arbeitstätigkeiten angesehen, von welchen Textproduktion nur ein kleiner Teil ist. Beispielsweise ist eine empirische Untersuchung statistisch auszuwerten und die Resultate sind tabellarisch und grafisch darzustellen. Ergebnisse oder Teile davon müssen in Publikationen in Form von Objekten wie Grafiken oder Tabellen eingebunden werden. Für bestimmte, spezielle Problemstellungen sind eigene Programme zu entwickeln und Programmoutputs sind in das Dokument zu integrieren. Diese Gruppe von Benutzern setzt sich aus formal und empirisch orientierten Wissenschaftlern unterschiedlichster Fächer zusammen, die mit verschiedenartigsten Werkzeugen und Methoden arbeiten.

Aus dem eben gesagten läßt sich die Hypothese ableiten, daß GUIs und darauf basierende Techniken im wissenschaftlichen Bereich umso nützlicher werden, je gestreuter die zu bearbeitenden Aufgabenstellungen sind und je weiter man sich von reiner Fließtextproduktion entfernt. Diese Behauptung soll nun anhand eines Dissertationsprojektes verdeutlicht werden.

Wir haben die Windows-Umgebung verwendet um wissensbasierte Computermodelle zu entwickeln. Diese sollten sozialwissenschaftliche Gleichgewichtstheorien repräsentieren und u.a. für Experimentierzwecke benutzt werden. Die Modelle wurden in der Programmiersprache Prolog implementiert, der verwendete Interpreter war IF/Prolog für DOS. Ohne weiter auf inhaltliche Fragestellungen einzugehen, sei nur angemerkt, daß es bei den Theorien in erster Linie um die Behandlung graphentheoretischer Konzepte ging, die bestimmte kognitive und soziale Strukturen modellierten. Die in diesem Projekt zu verrichtenden Arbeiten lassen sich kurz wie folgt beschreiben. Neben der Erstellung des eigentlichen Fließtextes gab es breite Textteile mit logischen und mengensprachlichen Symbolen sowie mathematische Formeln, die in den Text zu integrieren waren. Parallel zur Texterfassung wurden die Prolog-Programme geschrieben. Sowohl Prolog-Code als auch Programmoutput mußten in das Dokument übernommen werden. Weiter mußten Grafiken, in der Hauptsache mathematische Graphen, gezeichnet und in den Text integriert werden. Das Arbeiten in dieser heterogenen Aufgabenstellung implizierte, daß Informationen aus unterschiedlichen Anwendungsprogrammen möglichst

- gleichzeitig am Bildschirm darstellbar und einsehbar sowie
- problemlos und schnell zwischen Applikationen transferierbar sein mußten.

Auf DOS-Ebene mit DOS-Programmen ist ein solches Arbeiten unmöglich, GUIs mit entsprechenden Anwendungsprogrammen bieten hingegen ein Optimum an Unterstützung,

Komfort und Leistung. Die hier verwendeten Applikationen waren die Windows-Versionen von Word, Harvard Graphics, Norton Editor und die DOS-Version von Prolog.

5. Scientific Word Processing

Betrachten wir zunächst die reine Textproduktion wissenschaftlicher Dokumente mit grafisch orientierten Textverarbeitungsprogrammen. Zum Erfassen wissenschaftlicher Dokumente reichen im Normalfall - wenn sie nicht extrem mathematisch ausgerichtet sind - verbreitete und preiswerte Standard-Windows-Programme wie Word oder Wordperfect völlig aus. Diese bieten im Vergleich zu zeichenorientierten Programmen eine erhebliche Bedienungsvereinfachung. Kleine Symbole simulieren z.B. Schalter, mit denen bestimmte Aufgaben wie Speichern, Drucken oder Textformatierung durch einen einzigen Mausklick ausgeführt werden können. Abb. 2 zeigt diese Symbole, die sich der Benutzer selbst nach Bedarf zusammenstellen kann, im Kopf des Programmfensters.

Von den üblichen Textverarbeitungswerkzeugen wurden bei der Texterstellung insbesondere Druckformatvorlagen, der Thesaurus (Synonymlexikon), die Fußnotenverwaltung, die Sortierfunktion (z.B. Sortieren des Literaturverzeichnisses), das automatische Anlegen von Inhaltsverzeichnissen oder die Erstellung eines Index verwendet. Für einen längeren Text im Umfang von 200-300 Seiten empfiehlt es sich, diesen in mehrere Dateien aufzuteilen. Sehr nützlich ist dabei, daß man mehrere Textdateien gleichzeitig in verschiedenen Fenstern darstellen oder im Hintergrund offen halten, bequem mit einem Mausklick von Dokument zu Dokument wechseln oder Textteile mühelos austauschen kann.

Eine neuere Technik, die beim Textentwurf nicht mehr wegzudenken ist, ist das bereits oben angedeutete "Drag and Drop". Mit diesem Verfahren können Textbereiche einfach markiert und mit der Maus verschoben werden. Ganz praktisch ist auch das leichte Wechseln zwischen verschiedenen Darstellungsarten wie Druckbild- oder Konzeptdarstellung und die Möglichkeit, das Dokument auf verschiedene Größen zu "zoomen".

All diese Mittel werden im Prinzip auch in nicht-wissenschaftlichen Dokumenten verwendet und sollen hier nicht weiter behandelt werden. Das Erfassen wissenschaftlichen Fließtextes am Computer, einige Richtlinien, die dabei zu beachten sind und die o.g. Funktionen sind ausführlicher dargestellt in ***Nitze*** (1993). Dort finden sich auch weitere Literaturhinweise zum Verarbeiten von wissenschaftlichen Texten.

Mir ist hier ein anderer Aspekt wichtiger. Eine zentrale Stellung in diesem Dissertationsprojekt und vielen anderen wissenschaftlichen Dokumenten nehmen Sonderzeichen ein, und zwar insbesondere mathematische Symbole und Formeln. Word stellt ebenso wie

Wordperfect einen Zeichensatz mit mathematischen Symbolen zur Verfügung, der für den Normalgebrauch in der Regel ausreichen dürfte. In Word kann auf Symbole dieses Zeichensatzes durch Wahl des Pulldown-Menüs *Einfügen* in der Menüleiste zugegriffen werden (siehe Abb. 2, die Menüleiste ist die Zeile, die mit dem Namen "Datei" beginnt). Aus dem - in Abb. 2 nicht sichtbaren - Menü ist dann der Befehl *Sonderzeichen* zu wählen, worauf das Sonderzeichen-Fenster wie in Abb. 2 zur Verfügung steht. Das benötigte Symbol kann nun durch Doppelklick ausgewählt werden und wird in den Text an Cursorposition integriert.

Werden die Sonderzeichen oft benötigt, so empfiehlt sich, diese Funktion als kleines Symbol auf die Funktionsleiste zu legen (die Funktionsleiste ist die Zeile mit den Symbolen, welche rechts mit dem Lupen-Symbol endet). Das Definieren neuer Symbole für die Funktionsleiste ist im Menü *Extras - Einstellungen* vorzunehmen. In dem Bildschirmausschnitt verbirgt sich die Sonderzeichenfunktion auf der Funktionsleiste hinter dem siebten Icon von links.

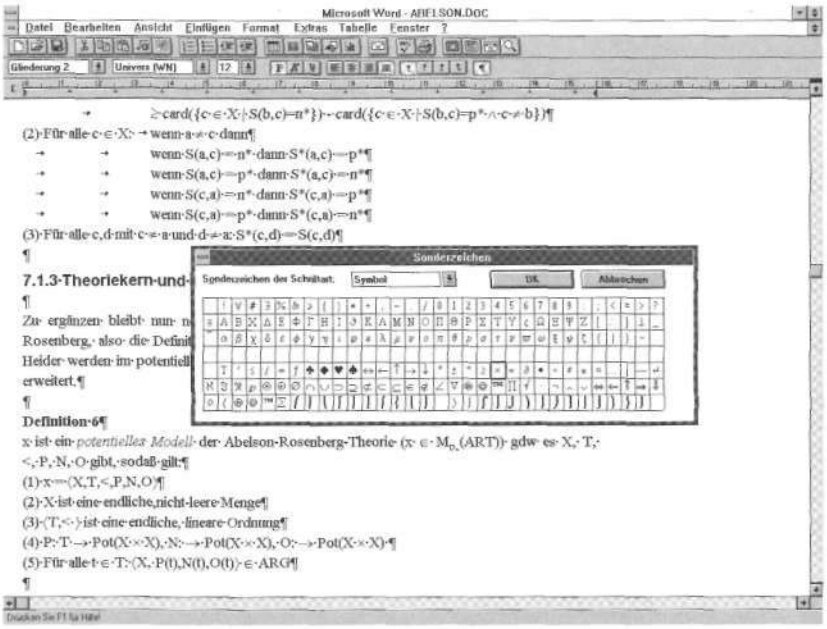


Abbildung 2: Die Windows-Textverarbeitung Word mit aktiviertem Sonderzeichen-Fenster

Sind viele Sonderzeichen einzufügen, wird das Arbeiten in Word etwas mühsam. Nach jedem Doppelklick auf ein Symbol des Zeichenfensters wird das Fenster nämlich automatisch geschlossen und muß für jedes neu einzufügende Symbol erst wieder geöffnet

werden. Bei Zeichen vom gleichen Typ kann man sich mit der Wiederholfunktion (F4) behelfen, wie etwa in dem folgenden Ausdruck mit den Sonderzeichen ⟨, ⟩ und ∨:

$\langle\langle x_0,x_1\rangle \vee \langle x_1,x_0\rangle, \langle x_1,x_2\rangle \vee \langle x_2,x_1\rangle, \ldots, \langle x_n,x_0\rangle \vee \langle x_0,x_n\rangle\rangle$

In diesem Fall kann nach einmaliger Aktivierung des Sonderzeichenfensters und Einfügen des entsprechenden Symbols derselbe Symboltyp mit der Wiederholfunktion beliebig oft eingesetzt werden ohne wiederholte Öffnung des Sonderzeichenfensters. Für diesen Ausdruck ist das Sonderzeichenfenster somit nur dreimal zum Einfügen der drei Zeichentypen zu aktivieren. Die Symbole sind dann nur noch mit Drag-and-Drop entsprechend anzuordnen. Dennoch ist die Integration vieler unterschiedlicher Symbole durch ständiges Fensteröffnen nicht sehr benutzerfreundlich und sollte in der nächsten Version geändert werden.

In Wordperfect ist das Einsetzen von Sonderzeichen benutzerfreundlicher gelöst. Im Gegensatz zu Word bietet das Zeichensatzfenster von Wordperfect nämlich die Option, das Fenster beliebig lange offen zu halten. Es muß somit nicht jedesmal neu gestartet werden und der Zugriff auf die Symbole des Zeichensatzes kann viel schneller erfolgen.

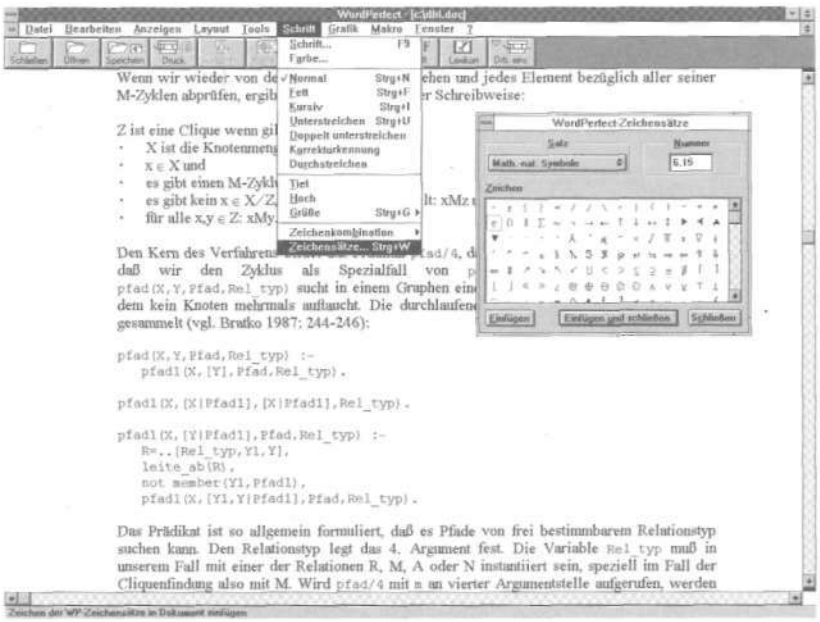


Abbildung 3: Die Windows-Textverarbeitung WordPerfect mit aktiviertem Zeichensatz-Fenster für mathematisch-naturwissenschaftliche Symbole

Komplexere Formeln mit Wurzeln, Brüchen etc. sind durch einfaches Einfügen mathematischer Symbole natürlich nicht zu erzeugen. Für komplexere Ausdrücke stellt Word einen Formel-Editor zur Verfügung, eine Spezialversion des MathType-Editors, der relativ einfach und intuitiv zu bedienen ist. Der Formel-Editor wird unter *Einfügen - Objekte* aktiviert und die Formel wird unter Verwendung von Symbol- und Vorlagenpaletten generiert. Die fertig erstellte Formel kann über die Zwischenablage (siehe unten) in den Text eingebaut werden. Zur Änderung der Formel und dem Aufruf des Editors genügt ein Doppelklick auf das Formelobjekt im Text.

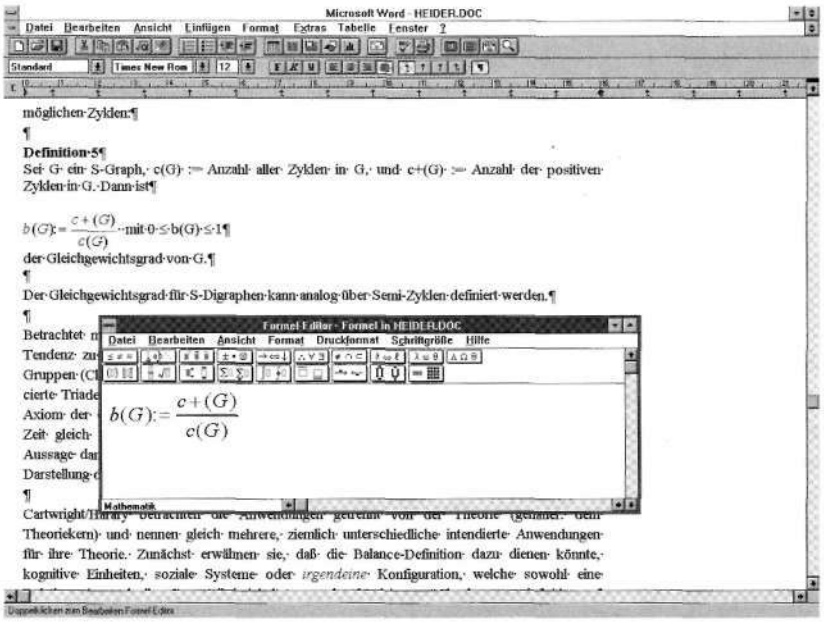


Abbildung 4: Der Formel-Editor in Word

Bislang wurden nur Optionen grafisch orientierter *Textverarbeitung* für das Erstellen wissenschaftlicher Dokumente betrachtet, nun soll auf den eigentlichen Vorteil von Windows oder allgemein GUIs eingegangen werden: das Zusammenspiel unterschiedlicher Informationsquellen und Programme.

6. Gleichzeitige Darstellung verschiedener Informationen

Der folgende Bildschirm illustriert an einem konkreten Beispiel den Vorteil der Darstellung unterschiedlicher Anwendungen in einzelnen Fenstern. Im Fenster auf der linken Seite wird ein in Harvard Graphics gezeichneter Graph dargestellt, der auf einem kleinen Datensatz beruht. Im Fenster rechts oben erscheint der Output des Prolog-Programms, das als Input den links repräsentierten Datensatz bearbeitet. Im Fenster rechts unten ist schließlich der Programmcode im Editor zu sehen. Hierzu sei erwähnt, daß der Prolog-Interpreter keinerlei Entwicklungsumgebung beinhaltet, so daß der Editor aus dem Norton Desktop zum Programmieren verwendet wurde. Ist die Fensterdarstellung zu klein, so kann durch einen Mausklick (bzw. ALT-RETURN bei DOS-Fenstern) auf Vollbilddarstellung umgeschaltet werden und wieder zurück zur ursprünglichen Fenstergröße.

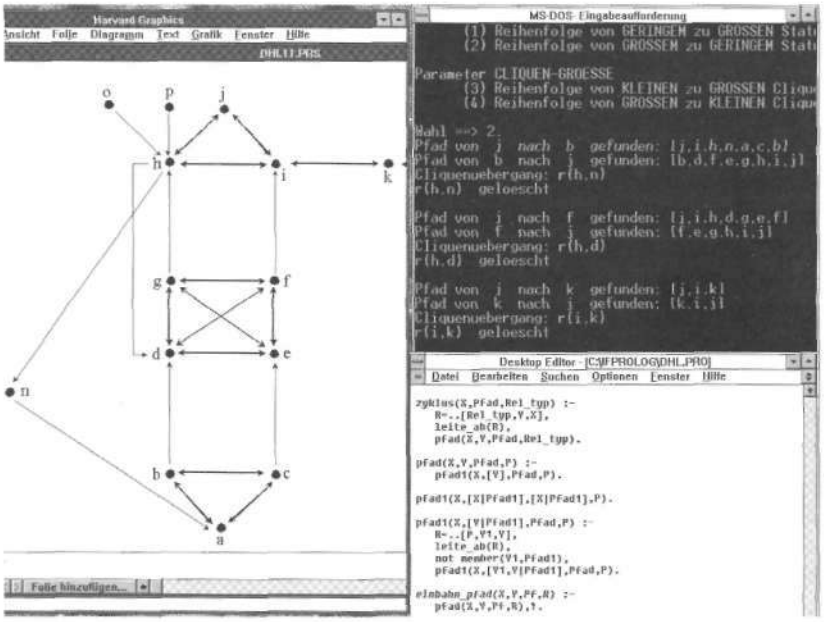


Abbildung 5: Simultane Darstellung unterschiedlicher Informationen in drei Fenstern

Der Vorteil des fensterorientierten wissenschaftlichen Arbeitens am PC ist anhand des Beispiels unmittelbar einsichtig. Durch die Möglichkeit, mehrere Informationsquellen parallel auf dem Schirm darzustellen, kann der Lösungsweg anhand der Grafik und des Programmoutputs leicht verfolgt und die Korrektheit des Programms überprüft werden. Korrekturen

des Programmcodes können unmittelbar im Editorfenster erfolgen. In dem vorliegenden Beispiel sucht das Programm Pfade zwischen Cliquen und entfernt bestimmte Kanten (Pfeile) aus der Datenbasis, die von Cliquen zu anderen Cliquen führen. Cliquen sind hierbei graphentheoretisch als maximal vollständige Teilgraphen zu verstehen, z.B. sind in der Grafik links von Abb. 5 {i,h,j}, {i,k} oder {g,f,d,e} Cliquen. In dem Beispiel kann unmittelbar verifiziert werden, daß das Programm wie beabsichtigt die Kanten h-n, h-d und i-k entfernt.

Die Repräsentation unterschiedlicher Informationsquellen in Fenstern ist natürlich nicht nur bei Programmiertätigkeiten nützlich. Ein empirisch arbeitender Wissenschaftler kann analog z.B. Daten, Grafiken sowie Output und Anweisungen an ein Statistikprogramm in mehreren Fenstern darstellen und die jeweils benötigten Informationen unmittelbar oder mit einigen Mausklicks in Sekundenbruchteilen einsehen. Durch die fensterorientierte Informationsdarstellung ist in jedem Fall ein komfortableres und schnelleres Arbeiten möglich als mit reinen Vollbilddarstellungen.

7. Datenaustausch zwischen Windows-Programmen

Wie in fast jede wissenschaftliche Publikation mußten auch in den Dissertationstext Objekte wie Grafiken, Tabellen oder Ausgaben anderer Programme integriert werden. Das Programm, mit dem ein Objekt erzeugt wurde, ist dabei die Quellanwendung (z.B. eine Grafik mit Harvard Graphics), das Programm, in welches dieses Objekt übernommen werden soll, die Zielanwendung (z.B. das Textsystem). Die Übernahme von Objekten einer Quellanwendung in eine Zielanwendung ist unter Windows besonders einfach, so daß man sich von den Zeiten des Einklebens endgültig verabschieden kann. Allerdings muß beim Datentransfer zwischen Windows- und Non-Windows-(DOS-) Applikationen unterschieden werden. Beschränken wir uns vorerst auf den Datenaustausch zwischen reinen Windows-Programmen, so gibt es im wesentlichen drei Transfermöglichkeiten:

1. Datenaustausch über die Zwischenablage
2. Einbetten von Objekten
3. Verknüpfen von Objekten.

Die 1. Möglichkeit ist der einfachste Weg: das zu transferierende Objekt wird über die Zwischenablage (Clipboard) vom Quellprogramm ins Zielprogramm kopiert. Das Clipboard dient hierbei als temporärer Zwischenspeicher. Im einzelnen sind folgende Schritte auszuführen:

1. das Objekt wird in der Ursprungs- oder Quelldatei *markiert,*
2. **es** wird im Quellprogramm über das Pulldown-Menü *Bearbeiten - Kopieren* in die Zwischenablage *kopiert,*

3. die Zielanwendung wird geöffnet und
4. das Objekt wird über *Bearbeiten - Einfügen* in das Zieldokument *eingefügt.*

Die Arbeitsschritte zum Datentransfer über das Clipboard sind in allen Windows-Programmen gleich. Dieser quasi normierte Austausch zwischen Windows-Applikationen ist ein weiterer, nicht zu unterschätzender Vorteil, wenn man bedenkt, daß fast jedes DOS-Programm eine eigene Regelung für Datenimport und -export hat.

Mit dem einfachen Austauschverfahren kann beispielsweise ohne viel Aufwand der Programmcode in das Textdokument transferiert werden. In der folgenden Bildschirmdarstellung wird das Ursprungsprogramm - der Editor - im rechten Fenster und das Zielprogramm - Word - im linken, großen Fenster gezeigt. Der markierte, schwarz unterlegte Codeabschnitt im Norton Editor ist *über Bearbeiten - Kopieren* in die Zwischenablage (kleines Fenster) gelegt worden und kann nun in die Word-Zieldatei über *Bearbeiten - Einfügen* integriert werden.

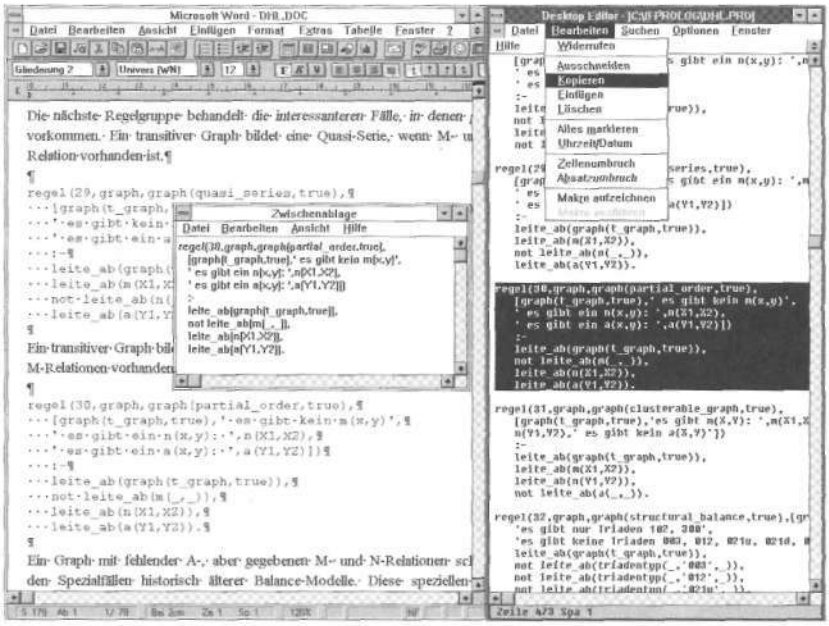


Abbildung 6: Datentransfer vom Editor (rechts) zur Textverarbeitung (links) über die Zwischenablage (kleines Fenster Mitte)

Die Methode des beschriebenen Datenaustausches über die Zwischenablage ist sehr einfach und grundsätzlich bei allen Windows-Programmen anwendbar. Der Nachteil dieses Verfahrens ist jedoch, daß der Transfer statisch ist und keine Verbindung zwischen Originaldaten und Kopie besteht. Wird der dunkel unterlegte Programmteil beispielsweise geändert, dann stimmt dieser nicht mehr mit dem Code im Textdokument überein und muß erneut aktualisiert werden. Bei Dokumenten, die immer wieder auf den neuesten Stand gebracht werden müssen, kann dies auf Dauer lästig sein.

Als Alternative zum statischen Datenaustausch über das Clipboard bietet sich das dynamische OLE-Verfahren an [13]. **OLE** steht für **"Object Linking and Embedding"** und wird im Deutschen mit "Verknüpfen und Einbetten" (von Objekten) wiedergegeben. OLE erweitert die Transfermöglichkeiten, ist aber erst ab Windows Version 3.1 und mit Anwendungsprogrammen möglich, weiche dieses neue Transferprotokoll unterstützen. Bei dem OLE-Verfahren wird das Programm, in das die Daten eingefügt werden, als Client bezeichnet (oben: Word), die Applikation, welche die Daten zur Verfügung stellt, als Server (oben: Norton Editor)[14].

Zwischen OLE und dem alten Transfer über die Zwischenablage gibt es zwei wesentliche Unterschiede. Ein erster Unterschied ist, daß im Gegensatz zum Austausch über das Clipboard die Clientanwendung Daten einlesen kann, ohne daß sie deren Format kennen muß. Hierzu gehören z.B. auch Ton- und Videosequenzen. Der zweite, wichtigere Unterschied liegt darin, daß bei OLE die Verbindung des eingefügten Objekts zum Quellprogramm erhalten bleibt, während diese bei Einfügen über das Clipboard verloren ist. In dem obigen Word-Dokument ist beispielweise der Applikation Word nicht bekannt, von welcher Quelle das eingefügte Textobjekt stammt. Bei einem über OLE eingefügten Objekt existiert hingegen ein Verweis auf die Quelle und ein Doppelklick auf das Objekt im Client Word würde die Serverapplikation Norton Editor starten.

Grundsätzlich stellt OLE zwei Verfahren zur Verfügung, Linking (Verknüpfen) und Embedding (Einbetten). **Linking** bedeutet, daß das Objekt fest mit dem Original verknüpft ist und jede Änderung des Originals automatisch im Client übernommen wird. Das Objekt wird dabei nur einmal abgespeichert und nicht (mehrmals) zusammen mit den Dokumenten. Die Dokumente enthalten lediglich einen Verweis auf das Objekt. Im Fall der Verwendung des gleichen Objekts in mehreren Dokumenten spart Linking also Speicherplatz, denn die Quellinformation ist nur einmal vorhanden. Linking bietet sich sinnvollerweise an, wenn eine Information in verschiedenen Dokumenten verwendet werden soll, da eine Änderung im Original automatisch Änderungen in den Clients zur Folge hat.

13 Vgl. zu OLE insbesondere ***Kühn von Burgsdorff*** (1992).

14 Es sei nur angedeutet, daß es noch ein weiteres Transferprotokoll gibt: DDE oder Dynamischer Datenaustausch. DDE ist aber weniger leistungsfähig als OLE und nur nach langem Handbuchstudium sinnvoll anzuwenden. Es soll deshalb hier nicht weiter behandelt werden.

Embedding arbeitet hingegen nicht mit dem Original, sondern mit einer *Kopie* des Originals. Geändert wird bei Embedding also nur das Dokument, welches gerade bearbeitet wird und das Objekt wird zusammen mit dem Dokument abgespeichert. Dies entspricht weitgehend dem normalen Einfügen über die Zwischenablage. Der Unterschied ist lediglich, daß eine Referenz auf das Programm existiert, mit dem es generiert wurde. Einbetten ist dann sinnvoll, wenn Informationen nicht von verschiedenen Dokumenten geteilt werden sollen.

Bei beiden Verfahren läßt sich die Quellapplikation durch einen Doppelklick auf das Client-Objekt starten und sofort im Original bearbeiten. Die Auswirkung ist dann unterschiedlich: bei Änderungen in verknüpften Objekten werden die Modifikationen in alle Dokumente übertragen, die auf diese Information zugreifen. Bei Embedding hingegen ändert sich nur das Dokument, welches man gerade bearbeitet.

Im wissenschaftlichen Alltag dürfte Embedding die besseren Chancen haben als Linking, da es die Arbeit ohne zusätzlichen Verwaltungsaufwand erleichtert. Man kann sich vorstellen, daß das Arbeiten mit einem Netz von OLE-Links zumindest problematisch ist. Beispielsweise kann das Löschen oder Verschieben von Dateien, auf die sich andere Dokumente beziehen, fatale Folgen haben. Ebenso kann man nicht einfach Dokumente mit gelinkten Verbindungen auf einen anderen PC - z.B. einen Notebook - kopieren, da immer auch alle zugehörigen Datenquellen vorhanden sein müssen. Davon abgesehen ist Linking nicht ganz leicht zu verstehen und bedarf zumindest einer gewissen Lernphase und Einübung.

Harvard Graphics in der aktuellen Version 2.0 unterstützt OLE [15]. Der folgende Bildschirmausschnitt zeigt eine mit Harvard Graphics 2.0 erstellte und in das Word-Dokument *eingebettete* Grafik. Um die Grafik zu modifizieren genügt ein Doppelklick auf das Objekt im Word-Dokument: mit dem Doppelklick wird die Serverapplikation Harvard Graphics einschließlich der Grafik aufgerufen (rechtes Fenster). Dies ist der in Abb.7 dargestellte Zustand des Bildschirms. Die Grafik läßt sich jetzt im Grafikprogramm modifizieren. Die Änderungen werden nach Abschluß sofort im Word-Dokument übernommen.

8. Datenaustausch von DOS nach Windows

Bislang wurden nur Möglichkeiten des Datentransfers *innerhalb* von Windows-Programmen genannt. Von vielen Programmen existieren aber nur DOS-Versionen oder es sind nur solche verfügbar. Auch in diesen Fällen lohnt es sich, Windows als Betriebsumgebung zu

15 Harvard Graphics in der von mir verwendeten alten Version 1.01 unterstützte OLE leider nicht. Bei erforderlichen Änderungen der Grafik im Dokument mußte zunächst immer die alte Grafik umständlich im Word-Dokument gelöscht, Harvard und die entsprechenden Grafikdatei aktiviert, die Grafik modifiziert und erneut über die Zwischenablage in das Dokument eingefügt werden.

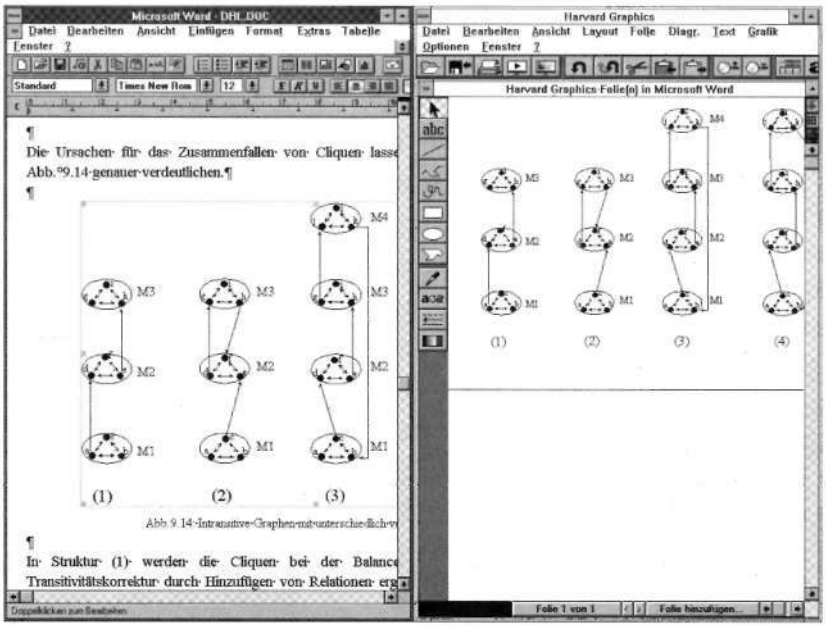


Abbildung 7: Datentransfer mit Embedding. Die Grafik wurde in das Textdokument eingebettet. Jeder Doppelklick auf das Grafikobjekt startet die Serverapplikation (hier: Harvard Graphics 2.0) mit dem Objekt

benutzen. Der Datenaustausch von einer DOS- in eine Windows-Applikation ist zwar weniger bequem, aber trotzdem im Vergleich zu reinen DOS-Anwendungen eine erhebliche Erleichterung. Als Transferverfahren verwendet man wieder die Zwischenablage.

Für das Projekt mußten insbesondere Ausgaben der Prolog-DOS-Programme in die Dokumente transferiert werden. Hierzu führt man am besten die DOS-Anwendung in einem Fenster aus und produziert die zu übernehmenden Programmoutputs in diesem Fenster. Die simpelste Methode besteht nun darin, Ausschnitte aus dem DOS-Bildschirm in die Zwischenablage zu übernehmen. Für die Übernahme ist zunächst im Systemmenü der DOS-Anwendung (linkes oberes Kästchen in der Menüleiste) *Bearbeiten - Markieren* zu aktivieren und der zu übernehmende Ausschnitt zu markieren. Anschließend wird (entweder durch einen Klick auf die rechte Maustaste oder wieder über das Systemmenü mit *Bearbeiten - Kopieren)* der markierte Ausschnitt in die Zwischenablage gelegt und kann nach Wechsel in die Zielanwendung über *Bearbeiten - Einfügen* ins Zieldokument eingesetzt werden.

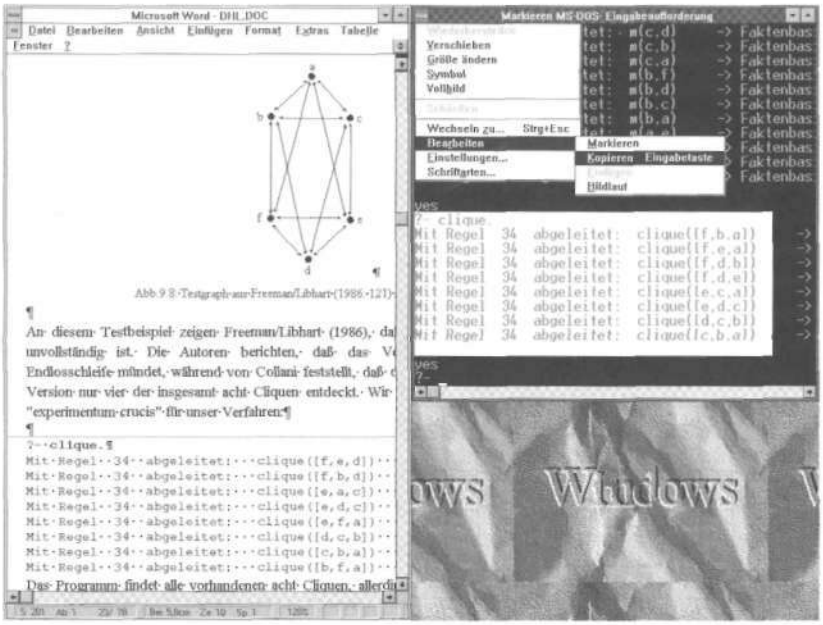


Abbildung 8: Datentransfer von einer DOS- in eine Windows-Anwendung

Die Übernahme von Programmoutput eines DOS-Programms wird allerdings aufwendiger, wenn die zu übernehmenden Ausgaben eine Fensterseite überschreiten. Der Grund ist, daß maximal eine volle Bildschirmseite markiert werden kann. In diesem Fall muß der Transferprozeß in mehrere Schritte aufgeteilt werden. In jedem Schritt wird solange gewartet, bis die DOS-Ausgabe eine neue Fensterseite füllt, die Ausgabe angehalten (z.B. mit Ctrl-S) und die Daten in das Zieldokument wie oben beschrieben transferiert. Nach jedem Datentransfer wird die Prozedur wiederholt, bis alle gewünschten Werte übertragen sind. Alternativ kann man natürlich die Programmausgabe in eine Datei umleiten und den Dateiinhalt in das Textdokument einfügen [16].

16 Es gibt noch weitere Möglichkeiten, Informationen aus DOS- und Windows-Programmen in Dokumenten zu verwenden. Hierzu gehört etwa die Momentaufnahme eines ganzen Bildschirms oder Bildschirmausschnitts in Form eines Bitmaps. Beispielsweise wird durch Betätigen der DRUCK-Taste der aktuelle Bildschirminhalt in die Zwischenablage kopiert und läßt sich in Dokumente einfügen. Auf diese Weise wurden die im Text verwenden Bildschirmkopien erzeugt. Eine systematische Zusammenstellung aller Verfahren findet sich Windows Benutzerhandbuch (Microsoft 1992).

Diese Möglichkeit des Datentransfers, die hier am Beispiel der Ausgaben eines Prolog-Programms demonstriert wurde, gilt natürlich für jedes DOS-Programm. Ein empirisch arbeitender Wissenschaftler, der z.B. seine Daten statistisch mit einem DOS-Programm wie SPSS auswertet, kann völlig analog die SPSS-Ausgaben und -Ergebnisse in das Textdokument integrieren. Durch solche fensterorientierte Arbeitstechniken kann der Substanzwissenschaftler nicht nur schneller arbeiten, es ist auch angenehmer und man kann sich besser auf seine inhaltliche Arbeit konzentrieren.

9. Multitasking

Wir wollen abschließend noch auf das eingangs erwähnte Multitasking eingehen. Multitasking hat weniger mit der Oberfläche zu tun, als mit den grundlegenden Eigenschaften eines Betriebssystems. Wie oben bereits erwähnt, ermöglicht Multitasking das gleichzeitige Arbeiten mit mehreren Programmen, was insbesondere dann sinnvoll ist, wenn ein Programm längere Zeit für Berechnungen braucht. Jeder empirische Forscher weiß aus persönlicher Erfahrung, wie zeitaufwendig manche Statistikauswertungen mit umfangreichen Datensätzen sein können. Rechenzeiten von mehreren Stunden sind bei großen Datenmengen bzw. komplexeren Statistikroutinen nicht selten. Ein anderes Beispiel sind Simulationsprogramme, bei denen noch extremere Zeiten auftreten können. Eine Computersimulation eines N-Personen-Gefangenendilemmas blockierte eine 286er-Maschine z.B. mehrere Tage ***(Diekmann und Manhart*** 1989). Im vorliegenden Fall kann das Prolog-Programm für die Auswertung umfangreicher Graphen abhängig von der Datenmenge ebenfalls sehr lang brauchen. In beiden Fällen stellt ein multitasking-fähiges System zweifellos eine Arbeitserleichterung dar, da der Benutzer während der Abarbeitung des Programms andere Aufgaben verrichten kann und das System nicht permanent blockiert ist.

Die Multitasking-Fähigkeiten von Windows sind im Vergleich zu anderen Systemen allerdings sehr beschränkt. Windows arbeitet mit kooperativem Multitasking im Gegensatz zu OS/2, das auf preemptivem Multitasking basiert. **Kooperatives Multitasking** setzt eine kooperative Zusammenarbeit von Applikationen voraus. Dies bedeutet, daß die Programme selbst die Prioritäten regeln und nicht das Betriebssystem. Da es viele Programme gibt, die sich selbst eine hohe Priorität und damit einen Großteil der gesamten Prozessorzeit zugestehen (und dies vom Benutzer nicht zu beeinflussen ist), "verhungern" andere Programme aufgrund fehlender Rechenzeit. Daneben besteht die Gefahr, daß ein Absturz eines Programmes auch den Absturz anderer Programme oder des ganzen Systems nach sich zieht. Beim **preemptiven Multitasking** hingegen laufen die Programm völlig unabhängig voneinander in einem geschützten Bereich ab und können sich nicht gegenseitig beeinflussen. Die Rechenzeit wird dynamisch verwaltet und Prozessorzeit grundsätzlich vom Betriebssystem zugewiesen. Will man also professionell mit mehreren Programmen gleichzeitig arbeiten, ist OS/2 (oder Windows NT) eindeutig die bessere Wahl. Ein Versuch von mir, unter

OS/2 die o.g. N-Personen-Simulation parallel in mehreren DOS-Fenstern ablaufen zu lassen, klappte hervorragend.

10. Schlußbemerkungen

Mit Ausnahme des letzten Punktes arbeiten alle hier beschriebenen Verfahren unter Windows und der Bedingung einer leistungsfähigen Rechnerkonfiguration problemlos und flott. In einer reinen DOS-Umgebung hätte sich das Projekt erheblich zeitaufwendiger und mühsamer gestaltet.

Unter Profis hat Windows den Ruf von mangelnder Stabilität, was ich nicht bestätigen kann. Während des ganzen Projekts gab es keine größeren Probleme oder Programmabstürze. Wer Windows mißtraut, auf Multitasking oder ein echtes 32-Bit-System Wert legt, sollte auf OS/2 umsteigen. Man kann nur allen Geistes- und Sozialwissenschaftlern mit heterogenen Aufgabenstellungen und einer entsprechenden Hardwareausstattung empfehlen, das neue Potential in der einen oder anderen Form zu nutzen.

Literatur

Diekmann, Andreas; Manhart, Klaus, 1989:
Kooperative Strategien im Gefangenendilemma. Computersimulation eines N-Personen-Spiels,
In: Analyse & Kritik, 2, S.134-153.

Glas, Johann et al, 1992:
Windows 3.1 versus OS/2 2.0,
In: PC Professionell, 8, S.106-156.

Hüskes, Ralf; Shahrbabaki, Khatoun, 1993:
GUIs in Theorie und Praxis,
In: c't, 9, S.68-72.

Kühn von Burgsdorff, Bea, 1992:
Datenaustausch bequemer,
In: PC Magazin, 28, S.46-49.

Nitze, Michael, 1993:
Text und Formel,
In: c't, 1,S.108-114.

Microsoft, 1992:
Microsoft Windows Benutzerhandbuch, Version 3.1
Microsoft Corporation.

Winograd, Terry; Flores, Fernando, 1992:
Erkenntnis - Maschinen - Verstehen. Zur Neugestaltung von Computersystemen, Berlin.

Technik und Arbeitsorganisation im Maschinenbau - Neue Informationstechnologien und flexible Arbeitssysteme (NIFA-Panel)

von Wolfgang Rogalski und Peter Hauptmanns[1]

Zusammenfassung

Der Beitrag stellt den Sonderforschungsbereich 187 an der Ruhr-Universität Bochum kurz vor und geht dann auf die Untersuchungsanlage des NIFA-Panels (Neue Informationstechnologien und flexible Arbeitssysteme) ein. Im Rahmen des SFB 187 wird seit 1991 in jährlichen Intervallen eine repräsentative Panelstudie zur Erfassung technischer und arbeitsorganisatorischer Entwicklungen im deutschen Maschinenbau auf dem Wege einer standardisierten, schriftlichen Befragung durchgeführt. Im methodischen Teil beschäftigt sich der Beitrag insbesondere mit dem Untersuchungsdesign, der Entwicklung des Rücklaufs, der Zusammensetzung des Datenmaterials sowie Fragen der Abbildungsgenauigkeit. Zum Schluß werden einige ausgewählte Ergebnisse der beiden ersten Erhebungswellen 1991 und 1992 zur Nachfrage- und Umsatzentwicklung, Produktionsstruktur, Arbeitsorganisation sowie zum Innovations- und Kooperationsverhalten der Maschinenbaubetriebe vorgestellt. Der Datensatz soll im Zentralarchiv archiviert werden.

Abstract

This paper introduces the Sonderforschungsbereich 187 (Special Research Center 187) at the Ruhr-University of Bochum and to gives an overview of the design of the NIFA-Panel (New Informational Technology and Flexible Worksystems). This panel-study has conducted a standardized survey in the German mechanical engineering industry every year since 1991 to study the development of technology and work organization. The first part of the paper deals with research design, composition of data and questions of representativity. It also presents selected results from the 1991 and 1992 survey. Keywords are work organization, innovation, cooperation etc.

1 Dipl.-Soz. *Wolfgang Rogalski* und Dipl.-Soz. *Peter Hauptmanns* sind wissenschaftliche Mitarbeiter im Teilprojekt Z-2 des Sonderforschungsbereichs 187 an der Ruhr-Universität Bochum, Universitätsstr. 150, GC 04/503,44780 Bochum.

1. Das Projekt

Seit 1989 wird von der Deutschen Forschungsgemeinschaft der Sonderforschungsbereich 187 an der Ruhr-Universität Bochum gefördert. Ingenieure, Arbeitswissenschaftler, Psychologen und Sozialwissenschaftler arbeiten dort in mehreren Teilprojekten an der Entwicklung und Bewertung von CIM-Systemen (Computer Integrated Manufacturing). Eine zentrale Aufgabe des Teilprojekts Z-2 innerhalb des SFB 187 ist die Durchführung und Auswertung einer Panelstudie im westdeutschen Maschinenbau (1993 erfolgt eine Ausweitung auf die neuen Bundesländer) zur technischen, betrieblichen, wirtschaftlichen und sozialen Entwicklung bei der Flexibilisierung von Arbeitssystemen. Die Grundgesamtheit bilden dabei Betriebe mit mindestens 20 Mitarbeitern und einer eigenen Fertigung in der Branche des Maschinenbaus. Die zugehörigen Adressen werden von der Bundesanstalt für Arbeit zur Verfügung gestellt. Das NIFA-Panel erhebt die Wellen im jährlichen Abstand, die beiden ersten Wellen wurden 1991 und 1992 durchgeführt. Die dritte Welle befindet sich derzeit in der Feldphase, so daß mit Ergebnissen aus dieser Welle im Frühjahr 1994 zu rechnen ist. Die vierte Welle ist für 1994 vorgesehen, weitere Wellen stehen noch unter dem Vorbehalt der Weiterförderung des Sonderforschungsbereichs durch die DFG.

2. Fragestellung und Zielsetzung

Im Rahmen des NIFA-Panels werden verschiedene Dimensionen zur Abschätzung der Voraussetzungen und Folgen des Einsatzes rechnerintegrierter Technik in der Fertigung des Maschinenbaus erhoben. Zentrale Bereiche der Befragung sind:

- **Technik:** Bestimmung der zentralen technischen Entwicklungspfade der rechnerintegrierten Produktion.
- **Organisation:** Bestimmung der zentralen organisatorischen Entwicklungslinien in den Betrieben unter besonderer Berücksichtigung von Zusammenhängen zwischen technischen und sozialen Innovationen.
- **Arbeitsgestaltung:** Bestimmung von Entwicklungspfaden in der Arbeitsgestaltung unter Berücksichtigung der Erfahrungen bei flexiblen Fertigungsstrukturen.
- **Qualifikation:** Bestimmung der betrieblichen Qualifikationsstrategien und der Qualifizierungsbedarfe.
- **Kompatibilität:** Bestimmung von relevanten Umweltbedingungen und betrieblichen Strukturen.

3. Methodische Aspekte des NIFA-Panels

3.1. Untersuchungsmethode

Die Datenerhebung der Panelbefragung erfolgt als schriftliche quantitative Breitenerhebung mit einem standardisierten Instrument[2]. Dieses Verfahren bietet gegenüber den in der Industriesoziologie allgemein üblichen qualitativen Verfahren - insbesondere der Fallstudie - den Vorteil, zu verallgemeinernde Aussagen über strukturelle betriebliche Entwicklungen und Zusammenhänge ableiten zu können[3]. Darin dokumentiert sich ein Anspruch, der auch von Industriesoziologen zunehmend häufiger an die angewandten Methoden gestellt wird[4]. Denn trotz verschiedener Versuche, aus Fallstudienergebnissen Verallgemeinerungen ableitbar zu machen,[5] ist über die "Allgemeingültigkeit der Resultate (von Einzelfallstudien, d.A.) keine Aussage" möglich und "ohne Generalisierbarkeit der am Einzelfall und seiner Bedingungen gewonnenen Befunde (...) der praktische Nutzen der Befunde in Frage gestellt."[6]

Als Erhebungseinheit ist für das NIFA-Panel der "Betrieb als örtliche Einheit betriebswirtschaftlicher Leistungserstellung und Beschäftigung" definiert. Auswahlbasis für die Betriebsadressen ist die Betriebsdatei der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten der Bundesanstalt für Arbeit. Nach dieser Definition umfaßte die Grundgesamtheit zum 1. Januar 1991 insgesamt 5756 Betriebe[7] mit mehr als 20 Mitarbeitern und eigener Fertigung in den alten Bundesländern. In jeder Welle werden alle Betriebe der Grundgesamtheit angeschrieben, unabhängig davon, ob sie an der vorigen Welle teilgenommen haben oder nicht[8]. Die Grundgesamtheit für die zweite Welle umfaßte 5911 Betriebe, von denen 5362

2 Zur Erschließung des Feldes, zur Hypothesengenerierung sowie als Pretest für erste Fragebogenentwürfe wurden qualitative Vorstudien in Form von Betriebsrecherchen durchgeführt. Diese bestanden aus offenen, weitgehend unstrukturierten Interviews und Betriebsbegehungen. Insgesamt wurden diese bei 17 Maschinenbaubetrieben durchgeführt.

3 Der Nachteil der schriftlichen Breitenerhebung liegt darin, daß sie in der Erhebungstiefe relativ flach sein muß und es kaum möglich ist, informelle innerbetriebliche Interaktionsmuster, betriebsinterne Machtstrukturen oder Akteursinteressen zu erfassen. Dazu sind Betriebsfallstudien besser geeignet. Zu den Möglichkeiten und Grenzen von Betriebsfallstudien und Betriebsbefragungen vgl. *Hauptmanns, Peter / Rogalski, Wolfgang* (1992): Fallstudien in der Industriesoziologie - Zur Kritik der vorherrschenden Methode sozialwissenschaftlicher Technikforschung, in: *Franz Lehner und Josef Schmitt* (Hrsg.), Technik - Arbeit - Betrieb - Gesellschaft, Opladen: Leske + Budrich, S. 205 - 223.

4 Vgl. z.B. *Lutz, Burkart* (1989): Tendenzen und Probleme sozialwissenschaftlicher Technikforschung: Eine Zwischenbilanz des Projektverbundes, in: *Burkart Lutz* (Hrsg.), Technik in Alltag und Arbeit, Berlin: edition sigma, S. 7-18 sowie *Schumann, Michael / Baethge, Volker / Neumann, Uwe / Springer, Roland* (1989): Strukturwandel der Industriearbeit. Entwicklungen in der Automobilindustrie, im Werkzeugmaschinenbau und in der Chemie, in: *Burkart Lutz* (Hrsg.), a.a.O., S. 119-146.

5 Vgl. *Kudera, Werner* (1992): Die Crux mit den kleinen Zahlen - Zum Generalisierungsproblem bei qualilativer Sozialforschung, in: *Franz Lehner und Josef Schmid* (Hrsg.), a.a.O., S. 191 - 204.

6 *Brasche, Ulrich* (1989): Qualifikation - Engpaß im Innovationsprozeß, Berlin, edition sigma, S. 15f.

7 Die Genehmigung zur Nutzung der Adressenbasis wurde durch den Bundesminister für Arbeit erteilt. Im strengen Sinne handelt es sich nicht um Betriebe, sondern um Eintragungen (Betriebsmummern) in der BA-Datei. Unter einer Betriebsnummer können in Ausnahmefällen auch mehrere Betriebe zusammengefaßt sein, ebenso wie ein Betrieb unter mehreren Betriebsnummern geführt werden kann . Vgl. dazu *Hauptmanns, Peter / Saurwein, Rainer G.* (1992): Probleme bei schriftlichen Betriebsbefragungen, in: ZUMA-Nachrichten, 31, S. 70-86

8 Sofern sie nicht in einer vorangegangenen Welle die Teilnahme an der Befragung ausdrücklich verweigert hatten.

schon in der ersten Welle Bestandteil der Grundgesamtheit waren. 394 Betriebe, die 1991 angeschrieben wurden, waren 1992 nicht mehr in der Adreßdatei[9], 550 neue Betriebe wurden aufgenommen. Insgesamt ergibt sich somit für die zweite Welle 1992 ein Bestand von 6306 Adressen. Aufgrund der Informationen aus der ersten Welle mußten von diesen 6306 Betrieben 402 gelöscht werden, da diese entweder die Teilnahme an der Befragung generell verweigert hatten, oder weil von ihnen bekannt war, daß sie nicht zu der definierten Grundgesamtheit gehörten. Es verblieb damit eine Basis von 5904 Betrieben für die zweite Welle im Jahr 1992.

Die erste Welle unterscheidet sich verfahrenstechnisch in einigen Punkten von der zweiten und allen Folgewellen. Sie wurde in einem mehrstufigen Verfahren durchgeführt: Zunächst wurde die Hälfte der Grundgesamtheit mit einem verkürzten Fragebogen (Basisbogen) angeschrieben, um zu testen, welcher Umfang und Komplexitätsgrad eines Fragebogens den Betrieben zugemutet werden kann[10]. Dazu wurde das Fragenprogramm deutlich gekürzt und beschränkte sich auf die Erfassung einiger wesentlicher betrieblicher Strukturinformationen. Um die Möglichkeit zu erhalten, kurzfristige Änderungen im Fragebogen vornehmen zu können, falls dies notwendig werden sollte, wurde die zweite Hälfte der Grundgesamtheit zeitlich um einige Wochen versetzt angeschrieben. In der zweiten Welle wurde auf diese Teilung der Befragung verzichtet, so daß alle Betriebe der Grundgesamtheit zum gleichen Zeitpunkt einen identischen Fragebogen erhielten. Dadurch wurde die Feldphase gegenüber der ersten Welle deutlich verkürzt[11].

Mit dem Basisbogen der ersten Welle wurde ein Rücklauf von 46,5% erreicht, ein für schriftliche Betriebsbefragungen sehr hoher Wert. Selbst mit dem umfangreichen Hauptbogen wurde noch eine Ausschöpfung von 30,7% realisiert.

---

9 Die 394 Betriebe, die nicht mehr im aktuellen Adreßbestand waren, wurden dennoch in die Datei aufgenommen, um hier möglichst auszuschließen, daß diese aufgrund eines Zuordnungsfehlers in der BA-Datei nicht mehr im Adreßbestand waren.

10 Dies erschien aufgrund der fehlenden Erfahrungen mit Betriebsbefragungen (und der sehr defizitären Behandlung dieses Themas in der Methodenliteratur) trotz umfangreicher Pre-Tests sowohl durch das Projekt selbst als auch durch ZUMA und durch das Befragungsinstitut angeraten.

11 Aufgrund der Erfahrungen aus der ersten Welle mußten für die Folgewellen einige Fragen im Instrument verändert werden. Dadurch sowie durch die beschriebene unterschiedliche Vorgehensweise in der ersten Welle ist die Nutzbarkeit der Welle 1 (wie bei fast allen Paneluntersuchungen) für Längsschnittanalysen eingeschränkt.

	Welle 1 (1991)	Welle 2 (1992)
Bruttoausgangsbasis	5756	5904
Betrieb nicht erreichbar, erloschen	77	74
nicht zur Grundgesamtheit gehörig	192	197
Verweigerer für alle Wellen		37
Netto-Ausgangsbasis	5487	5596
Verweigerer / leere Antwort etc.	162	130
realisierte Interviews	1682	1719

Tabelle 1: Rücklauf des NIFA-Panels

Die Rücklaufquote der zweiten Welle entspricht fast genau der des Hauptbogens der ersten Welle. Von größerer Relevanz als die Rücklaufquote einer einzelnen Welle ist allerdings die Panelstabilität bzw. -mortalität. Dabei ergibt sich folgendes Bild (differenziert nach exklusiven Beantworter-Kategorien):

Nur Basisbogen 1991	680
Basis- und Hauptbogen 1991	658
Basisbogen 1991 und Welle 2/1992	191
Basis- und Hauptbogen 1991 und Welle 2/1992	1024
Nur Welle 2/1992	504

Tabelle 2: Datenbestand nach exklusiven Beantworter-Kategorien (1992)

3.2. Befragungsausfälle in den Wellen 1991 und 1992

Da nicht a priori davon ausgegangen werden konnte, daß die Ausfälle bei der Stichprobe vollständig zufällig sind, wurde versucht, die Abbildungsgenauigkeit des realisierten Samples gegenüber der Grundgesamtheit zu prüfen. Dies erfolgte über einen Vergleich von Stichproben- und Grundgesamtheitsparametern[12], wobei als einzige aus der Grundgesamtheit bekannte Parameter die Verteilung der Variablen "Betriebsgröße" und "Teilbranchenzugehörigkeit" zur Verfügung standen. Dabei ergab sich, wie aus der fol-

12 Zur Auseindersetzung um die Notwendigkeit und Sinnhaftigkeit eines solchen Verfahrens vgl. *Hartmann, Peter H. / Schimpl-Neimanns, Bernhard* (1992): Sind Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten möglich? Analysen zur Repräsentativität einer Sozialforschungsumfrage, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 44. S. 315-340 und dies. (1993): Affirmative Repräsentativitäts"beweise" oder Test konkreter Hypothesen zu Verteilungsabweichungen, in: a.a.O., Jg. 45. S. 359-365. Außerdem *Rendtel, Ulrich / Pötter, Ulrich* (1993): Empirie ohne Daten. Kritische Anmerkungen zu einer Repräsentativitätsstudie über den Allbus, in: a.a.O., Jg. 45. S. 350-358 und *Schnell, Rainer* (1993): Die Homogenität sozialer Kategorien als Voraussetzung für "Repräsentativität" und Gewichtungsverfahren, in: Zeitschrift für Soziologie, Jg. 22, S.16-32.

genden Tabelle ersichtlich wird, daß die Stichprobe 1991 die Grundgesamtheit in bezug auf das Merkmal "Teilbranche" zwar in den meisten Teilbranchen mit nur geringen Verzerrungen wiedergibt, daß die Abweichungen aber insgesamt (durch die Überrepräsentierung des Fachzweigs 260 "Werkzeugmaschinenbau") nicht zufällig sind. In der zweiten Welle dagegen ist die Stichprobenzusammensetzung durch die relativ große Zahl von Neuaufnahmen verändert, und es läßt sich feststellen, daß im Gegensatz zur ersten Welle zwischen der Verteilung des Merkmals Teilbranchenzugehörigkeit in Grundgesamtheit und Stichprobe kein signifikanter Unterschied besteht.

Teilbranche	Grundges. 1991	Stichprobe 1991	Grundges. 1992	Stichprobe 1992
260	26,3	29,4	26,6	25,6
261	15,4	14,9	15,4	14,4
262	4,2	4,3	4,1	3,5
264	12,4	11,8	12,6	12,6
265	3,4	2,6	3,2	3,3
266	2,1	1,4	2,2	2,2
267	2,7	1,9	2,6	2,7
268	0,8	0,6	0,8	1,2
270	4,5	3,6	4,5	4,8
271	28,2	29,5	28,0	29,7

Tabelle 3: Verteilung des Merkmals "Teilbranche" (Angaben in %)

Abweichungen gab es in der ersten und zweiten Welle bei der Betriebsgröße. Insbesondere Kleinbetriebe waren unterrepräsentiert. Trotz der festgestellten Abweichungen zwischen Grundgesamtheit und realisierter Stichprobe wurde auf eine häufig übliche Gewichtung des Datensatzes verzichtet. Es ist nicht davon auszugehen, daß der Ausfall bei der Befragung einem rein zufälligen Muster folgt: Offensichtlich ist nicht das Merkmal "Kleinbetrieb" der Ausfallgrund, sondern die "Technikausstattung". An der Untersuchung haben Betriebe, die über keine oder nur geringe Ausstattung an computergestützter Technik verfügen, zu einem geringeren Teil teilgenommen. Somit ergeben die vorhandenen Informationen gerade bei Kleinbetrieben ein leicht verzerrtes Bild, indem die Technisierung eher überschätzt wird. Würde man nun noch den Anteil der Kleinbetriebe entsprechend der Grundgesamtheit hochgewichten, ergäbe sich eine weiter zunehmende Verzerrung, so daß es angeraten erscheint, auf eine solche Gewichtung vollständig zu verzichten, bis eine exakte Bestimmung des Ausfallmechanismus möglich ist[13].

13 Zur Systematik der Ausfälle im NIFA-Panel und zur speziellen Gewichtungsproblematik vgl. *Hauptmanns und Saurwein* (1992), a.a.O., zur allgemeinen Problematik bei Gewichtungen insbesondere *Schnell* (1993), a.a.O., *Rothe, Günther* (1990): Wie (un)wichüg sind Gewichtungen? Eine Analyse am ALLBUS 1986, in ZUMA-Nachrichten, 26, S. 31-55 sowie *Rothe, Günther /*

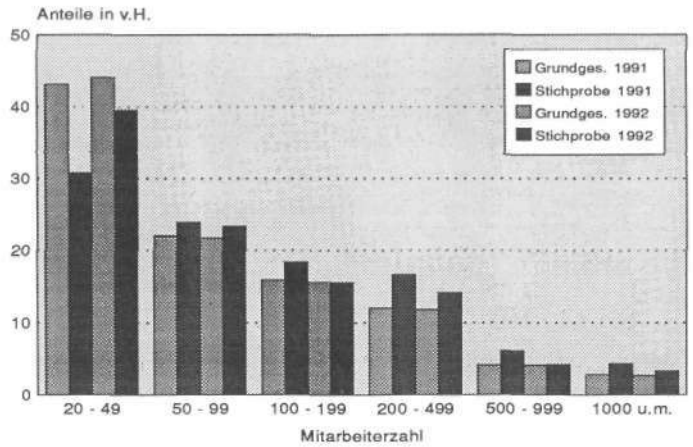


Abbildung 1: Verteilung des Merkmals "Betriebsgröße"

3.3. Panelausfälle

Von größerer Relevanz für die Panel-Untersuchung als der Ausfall innerhalb der einzelnen Wellen ist aber die Frage, ob die Panelmortalität einem systematischen Muster folgt. Wenn sich die Betriebe, die an der zweiten Welle nicht mehr teilgenommen haben, von den Betrieben, die befragt worden sind, auf den wesentlichen interessierenden Variablen nicht unterscheiden, kann davon ausgegangen werden, daß eine Verzerrung der Stichprobe durch die Panelausfälle nicht stattgefunden hat. Zur Prüfung dieser Annahme wurden zwei Gruppen gebildet: Panelteilnehmer für beide Wellen (n = 1024) gegen Teilnehmer nur der ersten Welle (n = 658) und die Mittelwerte dieser beiden Gruppen auf einer Reihe von interessierenden Variablen (dazu gehören sowohl Strukturmerkmale des Betriebes als auch verschiedene technische und arbeitsorganisatorische Dimensionen) verglichen. Bei keiner der geprüften Variablen ergab sich zwischen den beiden Gruppen eine signifikante Mittelwertdifferenz. Wir gehen daher davon aus, daß zwar die prinzipielle Entscheidung zur Teilnahme oder Nicht-Teilnahme systematische Gründe hat (z.B. in der Technikausstattung), daß aber der Ausfall zwischen den Wellen nicht systematisch begründet ist, sondern tatsächlich einen Zufallsprozeß darstellt.

Wiedenbeck, Michael (1987): Stichprobengewichtung: Ist Repräsentativität machbar? In: ZUMA-Nachrichten, 21, S. 43-58.

4. Ausgewählte Untersuchungsergebnisse

Aufgrund der bisher vorliegenden zwei Panelwellen läßt sich zu den meisten inhaltlichen Bereichen des NIFA-Panels noch keine Längsschnittanalyse durchführen, da sowohl im Bereich der Diffusion von Technik und Arbeitsorganisationsformen als auch im Bereich der Personal- und Qualifikationsentwicklung Veränderungsprozesse i.d.R. langsam verlaufen und über zwei Wellen mit Ein-Jahres-Abstand kaum feststellbar sind. Darüber hinaus wird erst nach mindestens drei Wellen Stabilität und Reliabilität der Messungen bestimmbar, so daß die ersten beiden Wellen des Panels bis zum gegenwärtigen Zeitpunkt allenfalls als eine Art "Test-Retest-Studie" betrachtet werden können. Wir müssen daher auf die Darstellung von Längsschnittergebnissen verzichten und beschränken uns auf einige ausgewählte Querschnittsergebnisse und Wellenvergleiche[14].

4.1. Umsatz- und Personalentwicklung

Die Ergebnisse zur Umsatz- und Personalentwicklung beruhen auf der Einschätzung der Befragten. Im Jahr 1991 wurde für die drei zurückliegenden Jahre von ca. 90% der Betriebe eine positive Umsatzentwicklung angegeben. Nur noch 60% der Betriebe glaubten jedoch damals, auch weiterhin ihren Umsatz steigern zu können. Für 1992 sank dieser Anteil auf lediglich 30%. Die Einschätzungen der Befragten werden durch die tatsächliche Umsatzentwicklung bestätigt. Zwischen 1990 und 1991 hat sich der absolute Umsatz in rund 30% der befragten Betriebe verringert, in ca. 20% stagnierte er. Großbetriebe sind dabei vom Umsatzrückgang stärker betroffen: Von Betrieben mit über 1000 Beschäftigten mußten etwa 38% Umsatzeinbußen hinnehmen, gegenüber ca. 30% bei Kleinbetrieben unter 50 Beschäftigten.

Von einem wachsenden Personalbestand gehen nur wenige Betriebe aus. Waren es 1991 noch 30%, so erwarteten 1992 nur noch 10% der Befragten in den Betrieben, daß in den nächsten drei Jahren zusätzliches Personal einzustellen wäre. Vergleicht man die Angaben zur Mitarbeiterzahl, ist zwischen den Befragungen 1991 und 1992 von einer Verringerung des Personalbestandes um ca. 2% auszugehen. Insgesamt haben nahezu 57% aller antwortenden Betriebe Personal abbauen müssen.

14 Eine ausführliche Darstellung der Ergebnisse der eisten Befragungswelle bieten *Schmid, Josef / Widmaier, Ulrich* (Hrsg.) (1992): Flexible Arbeitssysteme im Maschinenbau, Opladen: Leske + Budrich.

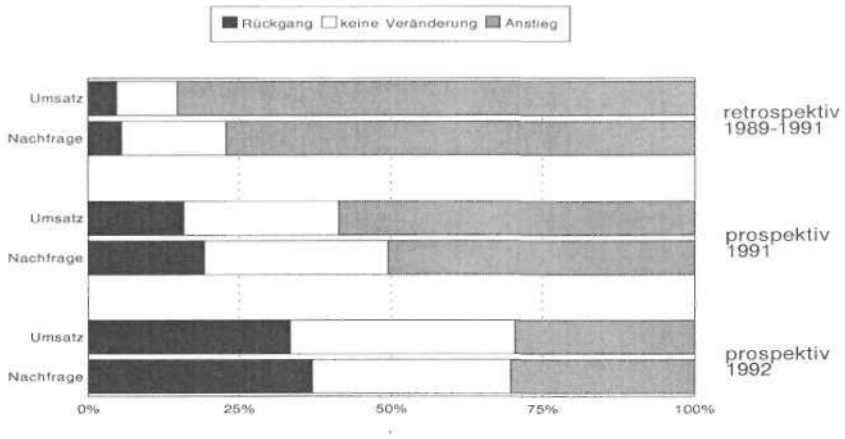


Abbildung 2: Umsatz- und Nachfrageentwicklung in der Einschätzung der Betriebe

4.2. Änderung der Produktionsstruktur

Neben arbeitsorganisatorischen Umstellungen gehören die Verringerung der Fertigungstiefe und -komplexität zu den Maßnahmen, die die Betriebe zur Umstrukturierung ihrer Fertigung ergreifen. Dies geschieht am häufigsten dadurch, daß bestimmte Verrichtungen und Bearbeitungen auf Zulieferbetriebe ausgelagert werden. Der Umfang der Auslagerung unterscheidet sich dabei allerdings deutlich je nach Art der Verrichtungen. Die Zerspanung hat für Fertigungsbetriebe des Maschinenbaus eine zentrale Bedeutung und dementsprechend auch den größten Anteil an allen durchgeführten Verrichtungsarten. Zerspanende Tätigkeiten werden daher auch nur zu einem relativ kleinen Teil ausgelagert - nur etwa 14% der Betriebe gaben an, Zerspanung ganz oder überwiegend von anderen Betrieben durchführen zu lassen. Bei der Untersuchung 1991 waren dies immerhin noch rund 21 %. Auf der anderen Seite hat aber etwa jeder zehnte Betrieb im Befragungszeitraum mindestens teilweise diese Bearbeitung ausgelagert. Deutlich höhere Auslagerungsquoten sind bei Verrichtungen wie Umformen (43%), Beschichten (68%) und Urformen (93%) zu verzeichnen.

Zur Erhöhung der Maschinen- und Personalauslastung wird jedoch auch der umgekehrte Weg gewählt, d.h. es werden Funktionen eingelagert. Annähernd 40% der Betriebe haben ihren Eigenfertigungsanteil im Untersuchungszeitraum erhöht, ca. 23% nicht verändert und

etwa 37% reduziert. Großbetriebe weichen von diesem Muster deutlich ab. Von ihnen haben überdurchschnittlich viele Betriebe (ca. 45%) den Eigenfertigungsanteil reduziert, also entweder ihre Zulieferbeziehungen intensiviert oder Produktionsbereiche aufgegeben bzw. verselbständigt.

4.3. Arbeitsorganisation

Der durchschnittliche Umfang der von den Maschinenbedienern wahrgenommen Aufgaben zeigt, daß strikt arbeitsteilige Vorgehensweisen nur von einer kleinen Minderheit von Betrieben praktiziert werden. Neben der eigentlichen Maschinenbedienung und -Überwachung werden von den Mitarbeitern in den meisten Maschinenbaubetrieben (ca.60%) eine Reihe von weiteren Tätigkeiten ausgeübt, so daß dieses "angereicherte" Aufgabenspektrum als oft zitiertes Kennzeichen des deutschen Maschinenbaus durch unsere Studie durchaus bestätigt wird.

Betrachtet man die Aufgaben und Kompetenzen der Werkstattebene unter dem Gesichtspunkt dezentraler Fertigungsstrukturen, so zeigt sich, daß nur ein relativ kleiner Teil der Betriebe konsequent solche Strukturen realisiert hat. Bei der gleichzeitigen Analyse der funktionalen Aufgabenintegration und des Aufgabenspektrums der Maschinenbediener erfüllen nur noch ca. 3% der untersuchten Betriebe wesentliche Merkmale dezentraler Fertigungsstrukturen. Werden weniger strenge Maßstäbe angelegt, zeigen ca. 22% der Betriebe zumindest Ansätze einer dezentralen Fertigungsorganisation.

Hinsichtlich des Aufgabenspektrums des Werkstattpersonals ist allerdings zwischen 1991 und 1992 eine Tendenz zur Verlagerung von Aufgaben aus den Produktionsbereichen, die der Fertigung vor-, neben- und nachgelagert sind, auf das Werkstattpersonal zu verzeichnen. Analog dazu wurde das fachliche Aufgabenspektrum der Maschinenbediener erweitert. Auffallend ist dabei, daß dieses Aufgabenspektrum in Kleinbetrieben - ausgehend von einem bereits höheren Niveau - noch stärker erweitert worden ist als bei Großbetrieben.

4.4. Produktinnovationen

Insgesamt haben im Jahr 1992 ca. 78% aller befragten Betriebe angegeben, in den letzten drei Jahren Produkte auf den Markt gebracht zu haben, die vorher nicht Bestandteil ihres Produktprogrammes waren. Die Auswertung hinsichtlich unterschiedlicher Betriebsgrößen zeigt dabei, daß Kleinbetriebe (bis 100 Mitarbeiter) zu einem geringeren Anteil Produktinnovationen durchgeführt haben als größere Betriebe. Neben Neu- und Weiterentwicklungen wurden die vorhandenen Produkte bei 34% der Betriebe durch den Einsatz neuer Werkstoffe (z.B. aus Keramik, Kunststoff) oder neuer Bauelemente (z.B. elektronische Bauteile)

wesentlich verändert. Auch hier zeigen sich wieder auffallende Betriebsgrößenunterschiede, denn Großbetriebe setzen zu fast 50% neue Werkstoffe ein, während dies nur für knapp 30% der Kleinbetriebe gilt.

4.5. Kooperation

Ca. 35% der Betriebe gaben 1992 an, mit anderen Unternehmen regelmäßig (ohne Auftragsverhältnis) zusammenzuarbeiten. Am häufigsten findet Kooperation im Bereich Marketing/Vertrieb statt. Von den kooperierenden Betrieben bilden rund 61% Vertriebsallianzen. Weniger häufig kommen Kooperationen im Bereich der Forschung und Entwicklung, beim Einkauf und bei der Weiterbildung zustande. Für 1991 wurde eine entsprechende Frage nicht gestellt. Ohne einen direkten Vergleich anstellen zu können, zeigt sich an anderen Antworten aber dennoch, daß 1991 die Beteiligung betriebsexterner Institutionen bei der Durchführung von technischen Innovationen recht gering war. Dies trifft insbesondere auf Forschungseinrichtungen und Beratungsagenturen zu. Lediglich die Anbieter von technischen Ausrüstungen wurden zu einem nennenswerten Anteil bereits bei der Planung der Investition beteiligt.

5. Studienbeschreibung: Neue Informationstechnologien und flexible Arbeitssysteme im Maschinenbau (NIFA-Panel)

Erhebungszeitraum

Herbst 1991 bis Herbst 1993 (1. bis 3. Welle)
1994 (4. Welle)
1995 bis 1997 (5.-7. Welle, geplant)

Primärforscher

Ruhr-Universität Bochum, Sonderforschungsbereich 187, Teilprojekt Z-2, 44780 Bochum
Projektleiter: Priv.-Doz. Dr. ***Ulrich Widmaier***, Prof. Dr. Dr. ***Hartmut Ehlich,***
Prof. Dr. ***Franz Lehner***, Prof. Dr. ***Heiner Treinen,*** Dr. ***Josef Schmid***

Datenerhebung

GfK Nürnberg (1991/92)
Icon Nürnberg (1993)

Inhalt

Betrieblicher Einsatz computergestützter Techniken, Arbeitsorganisation in der Fertigung Einsatz von Gruppenarbeit, Betriebliche Weiterbildung, Informationstechnische Vernetzung, verbandliche Normierungstendenzen, Kooperation und Verflechtung

Themen

Betrieblicher Einsatz computergestützter Techniken

technische Ausstattung, Anteil C-Techniken, computergestützte Funktionen, Auslastung, Planung, Einsatzgründe, Auswahlkriterien, Partizipation im Implementationsprozeß

Arbeitsorganisation in der Fertigung

Fertigungsarten, Organisationsformen, Tätigkeitsspektrum, Auftragsbearbeitung

Einsatz von Gruppenarbeit

Gestaltung von Gruppenarbeit, Einsatzbereiche, Aufgaben, Zuordnung

Betriebliche Weiterbildung

Teilnehmer an Qualifikationsmaßnahmen, Beurteilung der Maßnahmen, Themenbereiche, Auswahlkompetenzen, Umfang der Maßnahmen, Bedarf

Informationstechnische Vernetzung

vernetzte Betriebsbereiche, Standardisierung, Normierung

Verbandliche Normierungstendenzen

Informationswege, Bedeutung von Normen und Standards, Bekanntheit, Softwareergonomie

Kooperation und Verflechtung

Kooperationsbereiche, Lieferbeziehungen

Betriebliche Strukturdaten

Rechtsstatus, Teilbranche, Verrichtungsarten, Umsatz, Personalstruktur, Personalentwicklung, Abteilungen, Produkte, Innovationsverhalten, Eigenfertigungsanteil, Branche der Kunden, Förderprogramme, Arbeitszeitregelung, Standort

Grundgesamtheit und Auswahl

Vollerhebung bei Maschinenbaubetrieben mit eigener Fertigung ab 20 Mitarbeiter in Westdeutschland bis 1992, ab 1993 gesamtes Bundesgebiet, schriftliche Befragung mit standardisiertem Fragebogen.

Datensatz

1991: ca. 2500 Betriebe mit Basisinformationen, ca. 1700 vollständige Fragebögen.
1992: ca. 1700 vollständige Fragebögen.
Für die beiden ersten Wellen ergeben sich ca. 1000 Datensätze mit vollständigen Angaben aus beiden Erhebungen. In jeder Welle werden ca. 250 Variablen erfaßt.
Die Datensätze liegen als SPSS-Systemfiles (SPSS/PC, SPSS for Windows) und SPSS-Portable vor. Außerdem sind weitere Formate auf Anfrage möglich, insbesondere Datenbankfiles (Oracle 6.0 und dBase IV) werden zur projektinternen Datenverwaltung eingesetzt.

Ausgewählte Publikationen

Flimm, Carl; Saurwein, Rainer G.:
Aufbau und Struktur des NIFA-Panels

Freriks, Rainer; Hauptmanns, Peter; Schmitt, Josef:
Rationalisierung, Kontrolle und Autonomie im Maschinenbau

Freriks, Rainer; Schmid, Josef:
Strategische Optionen und situative Adäquatheit industrieller Produktionsmodemisierung - Konzeptionelle und theoretische Perspektiven

Freriks, Rainer; Widmaier, Ulrich:
Strukturierte Vielfalt - Determinanten von Arbeitsorganisation

***Freriks, Rainer; Hauptmanns, Peter; Kleinaltenkamp, Michael* 1992:**
Der deutsche Maschinenbau als CIM-Nachfrager.
In: Absatzwirtschaft, Nr. 6, S. 92-95

Hauptmanns, Peter; Saurwein, Rainer G.; Dye, Louise:
Die Diffusion rechnergestützter Technik im deutschen Maschinenbau

Hauptmanns, Peter; Seitz, Beate:
Betriebspanel: Ein alternativer Weg industriesoziologischer Forschung?
Zur methodischen Konzeption der ersten Welle des NIFA-Panels

Hauptmanns, Peter; Seitz, Beate; Widmaier, Ulrich:
Qualifizierung zwischen Determinismus und Voluntarismus? Strategien und Determinanten betrieblicher Qualifizierungsmaßnahmen

Hauptmanns, Peter; Saurwein, Rainer G. 1992**:**
Probleme bei schriftlichen Betriebsbefragungen. Ein Erfahrungsbericht zur ersten Welle des NIFA-Panels.
In: ZUMA-Nachrichten, Nr. 31, S. 70-86

Hauptmanns, Peter 1993**:**
Zur Diffusion rechnergestutzter Technologie im deutschen Maschinenbau.
In: v. *Bandemer, Stefan.* u.a.(Hrsg.): Anthropozentrische Produktionssysteme.
Opladen: Leske + Budrich.

Lehner, Franz; Schmid, Josef (Hrsg.) 1992:
Technik - Arbeit - Betrieb - Gesellschaft. Beiträge aus der Industriesoziologie und Organisationsforschung.
Opladen: Leske + Budrich.

Ostendorf, Barbara; Schmid, Josef:
Macht (geringe) Organisationsgröße einen Unterschied? Gründe, Dimensionen und Effekte kleinbetrieblicher Strukturen

Ostendorf, Barbara; Seitz, Beate:
Alte und neue Formen der Arbeitsorganisation und Qualifikation - ein Überblick

Rogalski, Wolfgang; Scharfenorth, Karin; Freriks, Rainer.
Regionale Disparitäten des Technikeinsatzes - Technical Districts

Saurwein, Rainer G.:
Potentiale und Realisierung von Gruppenarbeit

Schmid, Josef; Widmaier, Ulrich (Hrsg.) 1992:
Flexible Arbeitssysteme im Maschinenbau - Ergebnisse aus dem Betriebspanel des SFB 187.
Opladen: Leske + Budrich.

Widmaier, Ulrich; Dye, Louise:
Beschäftigungswirkungen des Einsatzes von Informations- und Kommunikationstechnologien in der Fertigung

Widmaier, Ulrich; Schmid, Josef:
Zum Management von Heterogenität - Arbeits- und tarifpolitische Schlußfolgerungen

Widmaier, Ulrich u.a. 1991: Neue Informationstechnologien und flexible Arbeitssysteme.
In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Jg. 24, Heft 4, S. 714-725.

Die Verarbeitung von Längsschnittdaten - Anmerkungen aus der Praxis am Beispiel des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP)

von Peter Krause, Rainer Pischner und Gert Wagner[1]

Zusammenfassung

Das sozio-ökonomische Panel ist eine großangelegte jährliche Wiederholungsbefragung zur sozial- und wirtschaftswissenschaftlichen Grundlagenforschung, die 1984 bei ca. 6500 Haushalten begonnen wurde. Sie wird vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung in Berlin durchgeführt. Nach nunmehr 10 Jahren ist der Datensatz nicht nur sehr umfangreich, sondern auch außerordentlich komplex. Die Probleme bei Aufbau und Verwaltung eines solchen Datensatzes sind bereits enorm. Hinzu kommen spezifische Probleme bei der Weitergabe der anonymisierten Daten. In diesem Aufsatz wird am Beispiel des SOEP dargestellt, wie diese Aufgaben gelöst werden können.

Abstract

The German Socio-economic Panel (GSOEP) is a national longitudinal survey which started in 1984. After 10 years the dataset is now quite complex. Organisation and administration of the dataset have caused a lot of problems. Moreover the dissemination of the data make special features necessary. This paper discusses the solutions of data handling developed for the GSOEP. These solutions might be of general interest.

Für die Analyse von Erhebungsdaten, die ständig in einem bestimmten Rhythmus anfallen oder gar als echte Längsschnittsdaten erhoben werden, also als wiederholte Befragung immer derselben Einheiten, stellt sich die Frage, ob diese Daten in eine spezielle Datenbank eingespeichert werden sollen. Dadurch ergeben sich bestimmte technische Vorteile, ist aber mit dem Nachteil verbunden, daß die Analyse der Daten zusätzliche Kenntnis über die Benutzung der Datenbank erfordert.

Am Beispiel eines sehr komplexen Datensatzes, dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP), geben wir Hinweise für den praxisgerechten Aufbau und Umgang mit einer Datenbank im

1 Dipl.-Soz. ***Peter Krause*** und Dr. ***Rainer Pischner*** sind wissenschaftliche Mitarbeiter in der Projektgruppe "Das sozio-ökonomische Panel" (SOEP) am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin. Prof. Dr. ***Gert Wagner*** (Ruhr Universität Bochum) ist der Leiter des SOEP-Projektes, das von der Deutschen Forschungsgemeinschaft mit Hilfe von Sondermitteln des Bundes und der Länder gefördert wird. Projektanschrift: SOEP im DIW, Königin-Luise Str. 5,14195 Berlin, Tel.:030/82991-283, Fax: 030/82991-200.

Bereich wirtschafte- und sozialwissenschaftlicher Grundlagenforschung. Weiterhin wird auf das wichtige Ziel der "Datenweitergabe" eingegangen, die Re-Analysen ermöglichen.

Die SOEP-Daten

Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) ist eine Wiederholungsbefragung, die seit 1984 in der Bundesrepublik Deutschland durchgeführt wird. Die Daten dienen der sozial- und wirtschaftswissenschaftlichen Grundlagenforschung (vgl. z.B. ***Rendtel und Wagner,*** 1991) sowie der laufenden Sozialberichterstattung (vgl. z.B. ***Statistisches Bundesamt*** 1992). Im Juni 1990 wurde diese Befragung auf Ostdeutschland ausgeweitet ***(Projektgruppe Panel,*** 1993**).**

Pro Erhebungswelle werden gegenwärtig etwa 13 000 Personen im Alter von über 16 Jahren in etwa 6 500 Privathaushalten einmal jährlich mündlich befragt[2]. Zusätzliche Informationen liegen darüber hinaus für die nicht befragten Kinder bis 16 Jahre sowie die gegenüber dem Vorjahr aus der Befragung temporär oder ganz ausgeschiedenen Personen und Haushalte vor.

Die Befragungsinhalte erstrecken sich über ein breites sozio-ökonomisches Themenspektrum wie Demographie, Arbeitsmarkt, Bildung, Gesundheit, subjektive Indikatoren, Einkommen, Wohnen, Haushaltszusammensetzung etc. Die 30 haushaltsspezifischen Fragen und knapp 100 personenspezifischen Fragen werden für jedes Erhebungsjahr in etwa 1000 Variablen abgespeichert.

Die anonymisierten Mikro-Daten[3] stehen allen Universitäten und Forschungsinstituten in der Bundesrepublik Deutschland für wissenschaftliche Zwecke grundsätzlich kostenlos zur Verfügung, wenn die datenschutzrechtlichen Bedingungen erfüllt sind. Auch in das Ausland werden diese Daten unter Berücksichtigung zusätzlicher Datenschutzauflagen für Forschungszwecke weitergegeben. Die Daten werden gegenwärtig von über 100 Nutzergruppen im Bereich Ökonometrie, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften sowie der aktuellen Politikberatung ausgewertet. Die technische Durchführung der Datenanalyse erfolgt überwiegend durch hochqualifizierte Wissenschaftler. Der Einsatz von Programmierern für laufende Auswertungen bildet eher die Ausnahme.

Komplexe Datenstrukturen im Bereich der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften

Der Datenbestand des SOEP ist in mehrfacher Hinsicht komplex. So sind Daten inhaltlich und hinsichtlich ihres Zeitbezuges sehr heterogen. Das Gros der Daten wird zu den breitgefächerten Themenschwerpunkten als Stichtagsinformation zum Erhebungszeitpunkt erfaßt. Darüber hinaus gibt es auch retrospektiv zeitdiskret erfaßte Informationen zum Erwerbs- und Einkommensstatus auf Monatsbasis ("Kaiendarien"), Einkommensdaten, die für den Vormonat oder das Vorjahr erhoben werden, ereignisorientiert erfaßte Veränderungen der Beziehungen im Haushalt des vergangenen Jahres sowie Informationen zur Biographie, die sich auf das gesamte bisherige Lebensalter beziehen.

2 Die Feldarbeit wird von Infratest Sozialforschung, München durchgeführt.
3 Sonderauswertungen einzelner Variablen werden von der SOEP-Projektgruppe nicht durchgeführt.

Die Daten werden in vielfältigen Forschungszusammenhängen ausgewertet. Entsprechend heterogen ist bei den Datennutzem die Erfahrung zum Verarbeiten von Mikrodaten. Die Daten müssen demzufolge in einer möglichst übersichtlichen und einfachen Struktur organisiert sein, die zudem aber auch komplexe Anwendungen unterstützen muß.

Die Hardwareausstattung sowie die in Einsatz befindlichen Softwareprodukte sind bei den verschiedenen Nutzergruppen sehr unterschiedlich. Hinzu kommt in diesem Bereich eine in den letzten Jahren forciert zu beobachtende Abkehr von reinen Mainframelösungen hin zu PC-, Workstation-, Netzwerk- oder mit der Mainframe kombinierten Konfigurationen. Diese Entwicklung wird in der wissenschaftlichen Anwendung durch neue spezialisierte Statistiksoftware (LIMDEP) und Programmiersprachen (GAUSS), die nur noch für PC's entwickelt werden, noch verstärkt. Diese Uneinheitlichkeit der Hard- und Softwareausstattung erfordert zur Vereinfachung von Re-Analysen logische Datenstrukturen, die möglichst reibungslos zwischen unterschiedlichen Datenbanksystemen übertragen werden können und die auch problemlos in datenbankunabhängige standardisierte Softwareprodukte implementierbar sind.

Aufgrund ihrer permanenten Aktualität sind die Daten sowohl für Querschnittauswertungen vor allem im Bereich der laufenden Sozialberichterstattung als auch als Verlaufsinformationen im Längsschnitt von wissenschaftlichem Interesse. Diese divergierenden Analysekonzepte werden jedoch nicht optimal durch eine einheitliche Datenorganisation unterstützt. Mit zunehmender Zahl von Erhebungswellen werden überwiegend querschnittbezogene Datenstrukturen, die insbesondere für neue Nutzer einfacher nachvollziehbar sind, für Längsschnittauswertungen ineffizient. Eine gewisse zusätzliche Redundanz der Datenhaltung für bestimmte inhaltliche Schwerpunkte ist unter diesen Gesichtspunkten langfristig unumgänglich.

Notwendigkeiten für eine Datenbank

Zur Speicherung und Dokumentation großer Datenmengen in möglichst sparsamer Form sind Datenbanken besonders geeignet. Das SOEP nutzt diese Vorteile moderner Datenbanksysteme (DBMS) [4]. Die DBMS-Software bietet nicht zuletzt gute datenschutzrechtliche Möglichkeiten der Zugriffskontrolle und -dokumentation (Eine praxisorientierte Darstellung findet sich bei ***Engel*** 1991). Nur Datenbanken bieten zuverlässige Protokolle der Updates von Längsschnittdaten.

Die Speicherung in einem DBMS ist übersichtlich und zugleich sind effiziente Zugriffe möglich, da alle Daten physisch zusammengelegt sind. Die Gliederung des Datenbestandes erfolgt ausschließlich virtuell über vorher logisch definierte Fenster (Views, Tables, Rec-

4 Wer freilich nur Querschnittsdaten erhebt und verwaltet, die nicht in einem schnellen Rhythmus wiederholt anfallen, für den bietet ein Datenbanksystem gegenüber einem Statistik-Programmpaket wie SPSS oder SAS kaum praktische Vorteile. Bei Querschnittsdaten ist nach einer ersten Phase der Datenbereinigung der Veränderungsprozeß an dem Datensatz rasch abgeschlossen (bzw. die Veränderungen werden von den jeweiligen Nutzern selbst vorgenommen, d.h. nicht in den Originaldatensatz zurückgespielt). Die in der Sozialforschung übliche Stichprobengröße bereitet heutzutage auf Mainframes keinerlei Probleme und bei inzwischen üblichen Festplattengrößen von 100 MB und mehr auf PCs auch nicht mehr, so daß die "Datenkompression", die Datenbanken bieten können, für die meisten Nutzer nicht entscheidend ins Gewicht fallen.

types). Die Statistik-Programmpakete SPSS und SAS verarbeiten - ebenso wie Programmiersprachen wie GAUSS - demgegenüber physisch voneinander unabhängige Rechteckfiles. Jede Datenverknüpfung zwischen diesen Rechteckfiles setzt hier gleiche Sortierfolgen voraus, was insbesondere bei Varianten Verknüpfungskriterien (z.B. Haushaltsnummer) erhebliche physische Umsortierungsvorgänge erfordern kann.

Eine Zusammenführung über einzelne oder eine Kombination eineindeutiger Schlüsselvariablen verlangt natürlich, daß bei der Erhebung mit Sorgfalt darauf geachtet wird, daß die Schlüsselvariablen fehlerfrei vergeben werden. Dies ist nach unserer Erfahrung in der Erhebungspraxis keine Selbstverständlichkeit. Für das SOEP wurde deswegen in Zusammenarbeit mit dem Erhebungsinstitut Infratest ein Personen- und Haushaltsnummernsystem entwickelt, das diese Eineindeutigkeit garantiert, aber auch im Alltag des Erhebungsgeschäftes funktioniert *(Infratest Sozialforschung* 1988).

Verarbeitung von wissenschaftlichen Längsschnittdaten

Ein wichtiges Prinzip der "Informatik großer Datensätze" ist allerdings nicht auf die Realisierung mit Hilfe von Datenbank-Software angewiesen: Die "dynamische Effizienz" ***(David*** 1991). Gemeint ist damit, daß nicht der gesamte Datensatz neu strukturiert werden muß, wenn eine weitere Erhebungswelle hinzukommt. Dies wäre dann der Fall, wenn für jede Erhebungseinheit die Informationen aller Erhebungswellen in einem Record abgelegt werden. Dieser Record müßte mit jeder neuen Welle verlängert werden. Eine derartige recordorientierte Speicherung kommt zwar der späteren Standardanalyse entgegen, die - zumindest mit den üblichen Statistik-Paketen - auf einer recordweisen Verarbeitung basiert. Allerdings werden die Records auf diese Art und Weise sehr lang. Die amerikanische PSID-Studie ("Panel Study of Income Dynamics"), die inzwischen 25 Befragungswellen enthält, stößt mit einer Recordlänge von 35000 Spalten inzwischen an die logisch zulässige Höchstmenge auf Mainframe-Maschinen.

Nicht zuletzt, um die Daten auch unschwer wellenweise auswerten zu können (ohne daß der ganze Datensatz benutzt werden muß), bietet es sich an, die Daten für jede Erhebungswelle in einem getrennten File abzuspeichern. Die dynamische Effizienz ist damit offensichtlich gewährleistet, da mit jeder Welle nur ein weiteres File verarbeitet werden muß, jedoch die alten Files nicht verändert werden müssen (sieht man von der Generierung neuartiger Variablen ab).

Das Zusammenführen von Informationen, die in mehreren Files enthalten sind, für jeweils eine Erhebungseinheit, ist inzwischen auch mit den üblichen Statistik-Paketen kein Problem. Bei SPSS, um ein Beispiel zu nennen, müssen Match-Prozeduren benutzt werden. Einzige Voraussetzung für das Funktionieren dieser Prozeduren ist, daß alle Datensätze nach dem gleichen Merkmal durchsortiert sind. Also beispielsweise aufsteigend nach einer Personennummer. Ein Umsortieren, beispielsweise nach der Haushaltsnummer ist mit den Statistik-Programm-Paketen selbst jederzeit - und meist auch rechenzeiteffizient - möglich (Für - zum Teil sehr komplizierte Beispiele -, die mehrere Sortier- und Matchstufen enthalten - vgl. ***Witte*** 1992)[5]. Lediglich bei spezifischen Anwendungen wie z.B. der Disaggrega-

tion von Haushaltsinformationen auf Personendaten bei von Welle zu Welle potentiell wechselnden Haushaltszusammensetzungen sind Datenbankabfragen zeiteffizienter und übersichtlicher. Für eine benutzerfreundliche Verarbeitung von sozialwissenschaftlichen Längsschnittdaten sind nicht alle technischen Möglichkeiten, die ein DBMS bietet, auch effizient im Hinblick auf einen sparsamen Zeiteinsatz des Nutzers von Daten.

In kommerziellen Datenbanken werden die Daten im allgemeinen stark gegliedert abgelegt. Dies fördert die Übersichtlichkeit des Datenbestandes und spart Platz. Bei wissenschaftlichen Datenabfragen werden aber selbst bei gleicher inhaltlicher Fragestellung natürlicherweise immer eine Vielzahl unterschiedlicher Zusatzinformationen zur Beschreibung oder Erklärung herangezogen. Eine zu stark gegliederte Datenstruktur hätte hier Effizienzverluste bei der Abfrage innerhalb von Datenbanksystemen und erst recht außerhalb bei der separaten Verwaltung vieler Einzeldateien zur Folge. In diesem Zusammenhang führt eine in gewissem Umfang redundante Datenspeicherung wie z.B. das "Mitschleppen" von Erwerbsvariablen für Nichterwerbstätige, die alle den Code "trifft nicht zu" enthalten, letztendlich zu Effizienzgewinnen bei der Verarbeitung.

Mit dem letzten Beispiel wird ein weiteres Postulat der Datenbankimplementation - die Minimierung von Redundanz (im Idealfall werden nur noch die Verknüpfungsindikatoren mehrfach geführt) - angesprochen. Dieses erscheint ebenfalls in erster Linie für den kommerziellen Markt von Bedeutung. Die Widersprüchlichkeit oder Inkonsistenz von Informationen ist meist nur durch mehr oder weniger restriktive Annahmen eliminierbar, die ihrerseits wiederum Gegenstand wissenschaftlicher Fragestellungen sein können. Dies gilt selbst für so "eindeutige" Variablen wie Geburtsjahr: So lassen sich gewisse Schwankungen in den Altersangaben als Funktion des Lebensalters selbst oder - wie im Falle bestimmter Ausländerpopulation - als Datum der amtlichen Registrierung interpretieren. Auftretende Fehler können in wissenschaftlichen Datensätzen in erster Linie durch Optimierung von Feldarbeit und Datenediting (Nachfragen; Doppelerfassung) und erst in zweiter Linie nachträglich im Datenbanksystem aufgrund der Vielzahl der verfügbaren Zusatzinformationen eliminiert werden.

Im Prinzip ist bei Längsschnittdaten ohne (redundante) Zusatzinformationen erkennbar, wie lange eine Befragungseinheit im Datensatz enthalten ist (vorher und nachher existieren keine validen Informationen bzw. sind sie auf spezielle Missing-Codes gesetzt). Für eine Analyse der Daten ist es allerdings sehr umständlich, wenn bei jeder neuen Analyse immer wieder geprüft werden muß, ob eine Befragungseinheit in einer bestimmten Welle vorhanden ist oder nicht. Die Praxis der Auswertung des SOEP hat gezeigt, daß es sehr nützlich, ja unumgänglich ist, "Metadaten" zu generieren, die angeben, für welche Zeitpunkte für jede Befragungseinheit Informationen vorliegen. Diese Metadaten, die pro Befragungseinheit aus einem Record bestehen, in dem für jede Erhebungswelle die Information über die Verfügbarkeit von Daten in einer Variablen enthalten ist, eignen sich für rasche Filterprozesse, wie sie typischerweise bei Panelanalysen vorgenommen werden (Für eine nähere Beschreibung siehe ***Frick*** 1990).

5 Alle DIW-Dokumentationen können gegen eine Schutzgebühr vom DIW, SOEP-Sekretariat, Königin-Luise-Str. 5, 14195 Berlin, bezogen werden.

Bei Längsschnittbefragungen wird bei der Fragebogengestaltung viel Mühe darauf verwandt, den Befragten so wenig wie möglich mit überflüssigen Fragen zu belasten, da er schließlich bereit sein soll, auch in Zukunft an der Befragung teilzunehmen. Nicht zuletzt spart diese Vorgehensweise Befragungszeit und damit Kosten. Diese Vorgehensweise bereitet aber bei der Auswertung der Daten Schwierigkeiten. Bei Personenbefragungen wird z.B. nur bei der jeweils ersten Befragung einer Person der Schulabschluß erhoben (im Falle des SOEP sind dies mehrere Fragen für die allgemeinbildenden und berufsbezogenen Abschlüsse). In den Folgewellen wird lediglich mit einer Filterfrage ermittelt, ob sich eine Veränderung ergeben hat und wenn nicht - was bei den meisten Erwachsenen der Fall ist - werden die Fragen nach dem Schulabschluß übersprungen. Wenn eine Wiederholungsbefragung mehrere Wellen lang durchgeführt worden sind, ist es recht mühsam, für die jeweils aktuellste Befragungswelle den Bildungsabschluß eines jeden Befragten zu ermitteln, denn dazu muß bei den meisten Befragten der gesamte Datensatz "rückwärts" bis ggf. zur ersten Welle durchsucht werden, um den Bildungsabschluß ermitteln zu können. Es ist deswegen sinnvoll, eine "Statusvariable"[6] zu generieren, die den jeweils gültigen Bildungsabschluß pro Befragungswelle im Datensatz angibt. Ähnliches gilt für andere Variablen, wie z.B. Merkmale des Arbeitgebers, berufliche Tätigkeit oder die Wohnungsausstattung.

Sowohl durch Metadaten als auch durch "Statusvariablen" wird das Gebot der Datenintegrität verletzt, denn dieselbe Information wird zwei- oder mehrfach abgespeichert, wodurch es - in der Praxis - zu widersprüchlichen Informationen im Datensatz kommen kann. Allerdings erleichtert diese Redundanz die Auswertung ganz erheblich.

Die Befürworter von Datenbanksystemen führen an, daß eine redundante Speicherung nicht notwendig sei, da man die Programme (Retrievals), mit denen Daten generiert und anschließend im Datensatz abgelegt werden, auch in der Datenbank ablegen und bei jeder Analyse, die eine bestimmte Variable benötigt, unschwer wieder laufen lassen könne. Dieses Argument ist im Grundsatz richtig, geht jedoch an der Praxis bislang vorbei. "Virtuelle Variablen", die nicht tatsächlich im Datensatz abgelegt sind, können nur von denjenigen Nutzern der Daten angesprochen werden, die über das Datenbanksystem verfügen, mit dem Daten ursprünglich generiert wurden. Große Datensätze wie das SOEP werden jedoch typischerweise mit Hilfe einer Vielzahl von Software bearbeitet. Hinzu kommt, daß nur derjenige das Retrieval nutzen kann, der über alle Teilmengen (Wellen) des Datensatzes verfügt. Dies ist bei vielen Nutzern von Längsschnittdaten nicht der Fall, die nur an ausgewählten Wellen Interesse haben.

Weitergabe von Daten

Beim Ziel einer "nutzerfreundlichen Datenweitergabe" ergeben sich eine Fülle von Detailfragen, die im folgenden am Beispiel des SOEP dargestellt werden sollen. Die Lösung dieser Aufgabe ist umso schwieriger, je größer der Datensatz ist. So umfaßt der Datensatz des SOEP nach der 10. Welle über eine viertel Milliarde Zeichen, die in über 100 großen Files (Tabellen bzw. Records) gespeichert sind. Unter diesen Voraussetzungen sind im'

6 Der Begriff Statusvariable ist hier rein technisch als "aktueller Stand" zu interpretieren und bezeichnet daher nicht den "Status" im soziologischen Sinne.

Rahmen des Weitergabeprozesses die zumutbaren Hardware-Kapazitäten der Datenproduzenten - hier das DIW - und natürlich die der Empfänger zu berücksichtigen. Das gleiche gilt für die zu verwendende Software, also für die Auswahl der Datenbanksysteme bzw. der Analyse-Programme. Schließlich - dies gilt in hohem Maße für eine Wiederholungsbefragung des SOEP - muß die Datenweitergabe im Einklang mit den datenschutzrechtlichen Bestimmungen erfolgen.

Um die Erfüllung der datenschutzrechtlichen Schutzbestimmungen voll zu gewährleisten, müssen Nutzer des SOEP - ob aus dem Inland oder Ausland - einen schriftlichen Antrag auf Datenweitergabe stellen und ihren Analysezweck in groben Umrissen benennen. Diese Nennung ist notwendig, da Daten nur zielbezogen gespeichert und ausgewertet werden dürfen. Liegt der schriftliche Antrag vor, erfolgt die Prüfung der Datenschutzmaßnahmen bei den externen Nutzern durch die Datenschutzbeauftragte des DIW. Hierbei unterstützt das DIW die potentiellen Datennutzer im Hinblick der für den Datenschutz notwendigen Maßnahmen, so daß bisher aus Datenschutzgründen noch kein Antrag abgelehnt zu werden brauchte.

Bei Längschnittdatensätze bietet es sich an, die neuen Daten nach jeder neuen Welle weiterzugeben. Dies kann aber erst geschehen, wenn die Daten aufbereitet worden sind. Dies erfordert einige Zeit, zumal der Datensatz des SOEP sehr kompliziert ist. Es empfiehlt sich ein Pflichtenheft anzulegen, in dem zu vermerken ist, welche Arbeiten in welcher Reihenfolge zu erledigen sind. Für das SOEP sind es in grober Gliederung:

- Erweiterung des Datenbankschemas (d.h. der Formate)
- Aufbereitung und Fehlerbereinigung der gelieferten Daten und Aufnahme in die Datenbank
- Verknüpfungschecks und Plausibilitätsprüfungen im Quer- und im Längsschnitt
- Aktualisierung bzw. Erweiterung wellenübergreifender Merkmale in der Datenbank
- Generierung von Hochrechnungsfaktoren und von sog. "Statusvariablen"
- Fortschreibung der Einkommens- und Tätigkeitskalendarien sowie der Biographieinformationen und schließlich
- Dokumentation des erweiterten Datenbestandes.

Erst nach Erledigung dieser Arbeiten können die Daten weitergegeben werden. Im allgemeinen geschieht dies beim SOEP 12 bis 18 Monate, nachdem die Feldarbeit der Erhebung abgeschlossen ist. Aus Datenschutzgründen dürfen Mikrodaten nicht über e-mail versandt werden.

Was wird weitergegeben?

Technisch am einfachsten zu realisieren wäre, wenn immer der gesamte Datenbestand weitergegeben würde. Dies ist indes nicht nur ineffizient, sondern auch mit dem Datenschutz unverträglich. Ineffizient wäre eine solche Vorgehensweise, weil "alte" Datennutzer den größten Teil der Daten schon besitzen und unnötigerweise diese noch einmal implementieren müßten. Sie bekommen natürlich nur die neuen und die geänderten Records.

Unverträglichkeit mit dem Datenschutzgesetz ergäbe sich bei der Weitergabe aller erhobenen Informationen, da dadurch die Identifizierung einzelner Personen erleichtern würden; z.B. Klartextangabe zur Person oder tief disaggregierte Regionalinformationen, die für Erhebung und Weiterverfolgung im Datensatz einer Wiederholungsbefragung enthalten sein müssen.

Die Weitergabe der Daten in das Ausland führt zu weiteren Problemen. Das DIW nimmt den Datenschutz sehr ernst und erstellte in Zusammenarbeit mit dem Berliner Datenschutzbeauftragten einen "Public-Use-File", wie er z. Beispiel in den USA üblich ist. Dieser Datensatz kann einerseits bedenkenlos an unabhängige Forscher in aller Welt weitergegeben werden, andererseits werden seine Analysemöglichkeiten nur marginal eingeschränkt. Im Public-Use-File wurden dazu einige Variablen gelöscht und andere durch Recodierungen aggregiert. Haupteinschränkung ist die mit dem Datenschutzbeauftragten vereinbarte Reduzierung des Datensatzes auf 95% - sowie die Ausblendung von Regionalangaben. Bei einer solchen Verkleinerung eines samples, ist natürlich darauf zu achten, daß er seine Längsschnitteigenschaften nicht beeinträchtigt werden. Dies wurde erreicht durch Herausnahme von 5% der Ursprungshaushalte (die in der ersten Welle befragt wurden) und systematisches Löschen alle daraus abgeleiteten Datensätze.

Wie sollen die Daten weitergegeben werden?

Nach Abschluß der vertraglichen Regelungen müssen den Nutzern verschiedene Optionen angeboten werden, in welcher Form sie die Daten erhalten können. Die erste Auswahl betrifft das Medium, auf dem die Daten gespeichert sind. Zu Beginn des Projektes kamen nur Magnetbänder für Großrechner in Frage. Heute werden die Daten aufgrund der enorm gestiegenen Leistungsfähigkeit der "Personal Computer" (PC) hinsichtlich Rechengeschwindigkeit und Speicherkapazität, nicht zuletzt auch wegen des gebotenen Komforts, zunehmend auch auf PC's ausgewertet.

Um eine breite Nutzung eines Datensatzes zu ermöglichen, war die Entwicklung einer Weitergabeform für PC auf Disketten unerläßlich. Doch sind Disketten im Gegensatz zu Magnetbändern leicht zugänglich und auch leichter lesbar. Dies ist datenschutzrechtlich bedenklich und erfordert die Erfüllung zusätzlicher Auflagen. So können die Daten grundsätzlich nur komprimiert und durch ein Passwort zusätzlich verschlüsselt weitergegeben werden. Desweiteren werden sie auch nicht mit normaler Post, sondern als Wertbrief verschickt. Das Passwort - ohne dieses sind die Disketten völlig unbrauchbar - wird gemeinsam mit der Dokumentation in einem gesondertem Umschlag mit getrennter Post und mit mehreren Tagen Verzögerung den Datennutzern getrennt mitgeteilt.

Weitere mögliche Medien zur Speicherung der Daten wären zum einen Streamer und zum zweiten CD-ROM's (Compact-Disks). Streamer gibt es bislang in zu vielen nicht genormten Varianten und kommen deshalb für eine allgemeine Distribution nicht in Frage. Anders sieht es bei den CD-ROM's aus. In den USA werden die Panel-Daten zweier vergleichbarer Erhebungen[7] bereits auf diesem Medium weitergegeben. Probleme bereitet gegenwärtig

7 National Longitudinal Survey (NLS) und Panel Study of Income Dynamics (PSID), vgl. auch den

nicht mehr das Einlesen der Daten von CD's durch Sekundärnutzer (da die Laufwerke hierfür inzwischen sehr preiswert geworden sind), sondern das Beschreiben der Datenträger. Dieses ist noch sehr aufwendig und so teuer, daß das DIW die Daten zur Zeit nur auf Magnetband für Großrechner oder auf Disketten für PC vertreiben kann. Eine weitere Möglichkeit zur breiten Nutzung der Daten eröffnet die Datenfernverarbeitung. Technische Probleme gibt es kaum noch, doch stehen dem bislang grundsätzliche Bedenken der Datenschützer entgegen, die berechtigt sind, da eine Kontrolle des Zuganges zu Fernleitungen sehr schwierig ist.

Neben dem Medium können die SOEP-Nutzer wählen, für welches Software-System sie die Daten erhalten wollen. Dies wirft die grundsätzliche Frage auf, in wievielen verschiedenen Formen Daten weitergegeben werden sollten. Zwei Extrema sind denkbar: Einmal die Weitergabe der Daten allein als Exportfile in dem vom Vertreiber benutzten Datenbank-System, (im Falle des SOEP also SIR). Oder die Weitergabe in allen Formaten, die von den Anwendern der Daten benutzt werden. Beide Optionen sind nicht hilfreich, wenn eine breite Nutzung der Daten angestrebt wird. Denn die erste schränkt den Anwenderkreis ein, die zweite würde zu derart vielen Weitergabeformen führen, daß dieser Service die eigentliche Datenaufarbeitung behindern würde.

Eine gute Lösung besteht in der Kombination beider Extrema: Selbstverständlich steht das SOEP als Exportfile des Systems zur Verfügung, mit dem es selbst erstellt wird. Damit ist dem Anwender durch die Wahl von SIR als Datenbanksystem ein Weg gezeigt, schnell an die Daten und zu Ergebnissen zu kommen. Auch der Know-how-Transfer vom DIW zum Nutzer ist dann maximal. Allerdings erfordert SIR eine Einarbeitung. Für viele Nutzer, die nicht auf Support (z.B. von ihren Universitätsrechenzentren) hoffen können, sind andere Softwaresysteme effizienter.

Die SOEP-Daten können mit beliebiger Software analysiert werden, wenn die Rohdatenfiles vertrieben werden, d.h. von Datensätzen im Zeichenformat, (ASCII-Format). Bei Verzicht auf Struktur der Datenbank, sowie auf die automatische Labelung der Variablen gibt es keine grundsätzlichen Schwierigkeiten die Daten in andere System zu implementieren. Die Arbeit, eine geeignete Datenstruktur zu entwerfen und aufzubauen, kann den Anwendern ohnehin nicht abgenommen werden. Zur Erleichterung dieser Arbeit ist es zudem möglich, die Variablen - und Wertebezeichnungen getrennt als ASCII-File mitzugeben. Deshalb hat sich das DIW für die Weitergabe der SOEP-Daten zu folgender Kompromißlösung entschieden:

Die Rohdatenweitergabe für die am häufigsten angewandten Auswertungssystem - SAS und SPSS - wird unterstützt. D.h. für jedes einzelne File (Record) der SIR -Datenbank wird je ein Rohdaten- und ein Dictionary-File erzeugt. Letzterer enthält die Formatangaben für die Variablen, sowie ihre Labels. Die Unterstützung für SAS und SPSS erfolgt durch Zusatzsoftware für PC, mit denen die Dictionary-Files in lauffähige SPSS- und SAS-Programme umgesetzt werden können. Die Zusatzprogramme analysieren die Dictionary Files, generieren die systemspezifischen Einlese-Formate für Daten und für die Variablenbe-

nachfolgenden Beitrag.

Schreibungen. Lediglich die Filedefinition muß der jeweiligen Hardware angepaßt werden. Die erzeugten Programme können dann die Daten einschließlich ihrer Labels einlesen.

Daten im SAS oder SPSS-Format können wiederum von anderen Datenbanksystemen über Schnittstellen, die auch Labels weitergeben, eingelesen werden. Würden allerdings nur SPSS- oder SAS-Exportfiles weitergegeben, könnten Anwender, die z.B. GAUSS benutzen, die Daten nicht verarbeiten. Deswegen ist die Weitergabe von Rohdaten und Dictionary-Files eine optimale Form der Distribution.

Die Rohdaten werden gepackt als ZOO-Files[8] weitergegeben. Dies ermöglicht zusätzlich die Nutzung des von ***Rohwer*** entwickelten Retrievalsystem RZOO für einen einfachen Zugriff auf die Variablen des SOEP. RZOO ersetzt kein professionelles Datenbanksystem, aber besonders vorteilhaft ist die extreme Speicherplatzersparnis von fast 90%. Für die statistische Verarbeitung können spezielle (d. h. relativ kleine) "Auszugsfiles" erzeugt werden, ohne die die SOEP-Files insgesamt dekomprimieren zu müssen, da der Zugriff von RZOO auf einzelne Records und Variablen direkt im komprimierten Datensatz erfolgt ***(Rohwer*** 1992).

Literatur

David, Martin, 1991:
The Science of Data Sharing, in: J. Sieber (Hg.), Sharing Social Science Data, Newbury Park, California.

Engel, Bernhard, 1991:
Effiziente relationale Speicherung komplexer Datenstrukturen, in: B. Engel et al., Datenbankorganisatorische Probleme und Grundlagen des NIFA-Panels. Ergebnisse eines Workshops. Arbeitspapier des Sonderforschungsbereichs 187, Ruhr-Universität Bochum.

Frick, Joachim, 1990:
Die SIR-Datenbank des Sozio-ökonomischen Panels - ein Tutorial zu Aufbau, Syntax und problemorientierten Anwendungen (Version 90.1), Dokumentation des DIW, Berlin.

Infratest Sozialforschung, 1988:
Das Sozio-ökonomische Panel - Paneldatei, Dokumentation, München 1988
Projektgruppe Panel, 1993:
Zehn Jahre Sozio-ökonomisches Panel (SOEP), in: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 3-4.

Rendtel, Ulrich; Wagner, Gert, 1991 (Hg.):
Lebenslagen im Wandel - Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, Frankfurt, New York.

Rohwer, Götz, 1992:
RZOO: Efficient Storage and Retrieval of Social Science Data. EUI Working Paper SPS No. 92/19, San Domenico.

Statistisches Bundesamt (Hg.), 1992:
Datenreport 1992, Bonn.

Witte, Jim, 1992:
Data Management and Analysis of the German Socio-economic Panel Using SPSS, Dokumentation des DIW, Berlin.

8 ZOO ist ein effizientes Shareware-Programm zum Packen und Entpacken von Files und ist sowohl mit MS-DOS-(bzw. PC-DOS) und UNIX-Betriebssystemen kompatibel.

Use of PSID data for comparative social policy research

Workshop about PSID in cooperation with the Centre for Social Policy Research, Bremen, and the Zentralarchiv, Köln

The Zentralarchiv in cooperation with the Centre for Social Policy Research, Bremen, is planning a workshop to be held June 13 - 17, 1994 in Cologne. The main purpose of the workshop is to share information on and support comparative studies using PSID-data (Panel Study of Income Dynamics, USA). The preliminary program is:

I. Introduction in PSID data

Greg Duncan: History of Study, Structure of Data, Sampling Concept

This section will contain practical explanations on Martha Hill's book (The Panel Study of Income Dynamics: A user's Guide, Sage, London), which has been designated as the basic literature for the participants.

II. Practical work with PSID data

Götz Rohwer in cooperation with the Zentralarchiv: In this session information about handling the data, technical aspects and different possibilities for data use will be discussed. It also includes a comparison about the different strategies for data management.

III. Some methodological problems with longitudinal data

Götz Rohwer, Ulrich Rendtel will focus on:

1. Data structures and modelling strategies. Overview of different data types found in modern panel data surveys. Discussion of appropriate models (in particular, discrete choice models for panel data and event history models).
2. Problems resulting from incompletely observed processes, in particular a discussion of approaches to the problem of left censored data and the problem of initial conditions.
3. How to cope with not exactly known dates of events. A discussion of statistical approaches for not exactly known dates seems particularly important for comparative studies where one has to mix different data bases.
4. Where does it make sense and where are the limits of using sampling weights for longitudinal models, in particular for comparative studies? (Including an introduction to the different approaches to the weighting problem in SOEP and PSID data.)

IV. Special practical and theoretical problems

- ***Richard Burkhauser, Günther Schmauss*** (presentation of integrated panel data bases)
- ***Reinhard Hujer*** (use of PSID and SOEP data for comparative labour market studies)
- ***Gert Wagner*** (strategies of distributing the SOEP for international comparative studies).
- ***Karin Kurz*** (events and careers of women in PSID and SOEP. This topic has to be more specified.)
- ***Annemette Soerensen*** (family types and their dynamics in PSID and SOEP)
- ***Wolfgang Voges*** (different data types: PSID survey data and LSA process produced data)

For registration contact: ***Jörg Blasius,*** Zentralarchiv

XVI. Weltkongreß der Politologen vom 21. - 25. August 1994 in Berlin

Kongreßhinweis und Call for Papers

Vom 21. - 25. August 1994 findet in Berlin der nächste Weltkongreß der Politologen statt. Etwas mehr als zwei Jahre ist es her, daß die International Political Science Association (IPSA) den XVI. Weltkongreß der Politologen auf Einladung des damaligen Regierenden Bürgermeisters Walter Momper nach Berlin vergeben hat. Für die Deutsche Vereinigung für Politische Wissenschaft (DVPW) hat ***Gerhard Göhler*** vom Fachbereich Politische Wissenschaft der Freien Universität Berlin die Kongreßvorbereitungen übernommen.

Insgesamt werden zu dem Kongreß, der im Internationalen Congress Center (ICC) stattfinden wird, mehr als zweitausend Teilnehmer erwartet. Kongreßsprachen sind englisch und französisch. Die viertägige Konferenz steht unter dem Generalthema **Democratization.**

Während des knapp viertägigen Kongresses wird es insgesamt mehr als zweihundert Veranstaltungen geben. Sie sind in einige wenige große Plenary Sessions, 192 Panels, die Business Meetings der einzelnen IPSA-Arbeitsgruppen sowie mehrere kleinere und größere Empfänge aufgegliedert.

Bei der Themenplanung, die noch unter dem Eindruck der politischen Umbrüche in Osteuropa stand, wurde als Generalthema des Kongresses **Democratization** gewählt. Gemeint war das als eine Art Zwischenbilanz der Ereignisse in Osteuropa, der politischen Entwicklung der westlichen Industrienationen sowie der in Richtung Demokratie zielenden politischen Tendenzen in Lateinamerika, Afrika und Asien - sowie deren jeweiligen Gegententendenzen. Die Erörterung der unterschiedlichen Aspekte des Generalthemas - von den normativen Grundlagen der Demokratietheorie bis zu Fragen empirischer Demokratieforschung - wird in 62 Sitzungen knapp ein Drittel der Panelaktivitäten ausmachen. Diese **Main Theme Sessions** sind zu folgenden Oberthemen gebündelt:

1. The Philosophy of Democracy,
2. The Institutional Bases of Democratization,
3. The Socio-cultural Bases of Democratization,
4. The Economic Bases of Democratization,
5. The International Bases of Democratization,

6. The Political Consequences of Democratization,
7. The Socio-economic Consequences of Democratization,
8. The Philosophical-constitutional Consequences of Democratization.

Ein zweites Veranstaltungsdrittel wird von den Research Committees und Study Groups der IPSA bestritten, die insgesamt knapp 80 Panels anbieten. Diese Arbeitsgruppen führen ihre regulären Sitzungen durch, sind aber bemüht, sich inhaltlich am Hauptthema des Kongresses zu orientieren. Die Panels sind selbstverständlich auch für Nichtmitglieder offen.

Das letzte Drittel besteht aus **Special Sessions.** 33 von ihnen sind thematisch über die gesamte Disziplin gestreut. Geplant sind außerdem drei Sonder-Blöcke.

- Einmal werden fünf Panels zum Thema **The New Europe** stattfinden. Hier sollen insbesondere Fragen der deutschen Vereinigung, der EG, der osteuropäischen Länder und der Rolle Europas auf der Bühne der internationalen Beziehungen diskutiert werden.
- Ein zweiter Sonderblock soll unter dem Titel **The State of the Discipline** in acht Panels eine aktuelle Bestandsaufnahme des Faches vornehmen.
- Drittens werden **Regional Meetings** zu Afrika, dem Mittleren Osten, Süd-Asien, Ost-Asien, Australien und Ozeanien sowie Lateinamerika durchgeführt.

Die Programmplanung ist bisher lediglich bezüglich der Themen der einzelnen Panels abgeschlossen. Was deren Durchführung betrifft, gibt es offiziell noch bis Oktober 1993 die Möglichkeit, sich mit einem Vorschlag für ein Papier bei den jeweils zuständigen Organisatoren der einzelnen Panels zu bewerben; aber auch die spätere Bewerbung hat gewisse Chancen, noch in das Programm aufgenommen zu werden.

Die genauen Themen der einzelnen Panels und die Namen und Adressen ihrer jeweiligen Organisatoren sind aufgelistet in einem **Special Issue** des EPSA-Newsletters **Participation.** Wer diese oder weitere Informationen über den Kongreß erhalten möchte, wende sich bitte an:

Prof. Dr. ***Gerhard Göhler***
Freie Universität Berlin, Fachbereich Politische Wissenschaft
Ihnestraße 21, 14195 Berlin
Tel.: 030/838 4212, Fax: 030/838 2345.

Mensch Gesellschaft!

VIII. Tagung für Angewandte Soziologie

Lebenschancen und Lebensrisiken in der neuen Bundesrepublik
18./19. März 1994, Universität zu Köln

Nach der Vereinigung der beiden deutschen Teilstaaten müssen Bestandsaufnahmen der sozialen Situation der Menschen vielfach neu konzipiert werden. In vielen Politikfeldern stellen sich erweiterte Herausforderungen an Politik, Wissenschaft und Praxis neu. Ihre Bewältigung erfordert schnell und fundiert sowohl sozialwissenschaftliche Analyse als auch berufspraktisches Know-How. Die Veranstaltung will beide Ressourcen nutzbar machen, den Erfahrungsaustausch fördern und Handlungsstrategien aufzeigen.

Eine interaktive, kommunikationsförderende Organisation der Diskussionsveranstaltungen, ein offener zentraler Marktplatz, Poster-Sessions zu aktuellen Forschungsergebnissen und praktischen Vorhaben sowie Informationsstände von sozialwissenschaftlichen Instituten und zentralen Einrichtungen sollen den Praxisbezug der Veranstaltung sichern. Auf zwei Plenarveranstaltungen haben die Teilnehmenden Gelegenheit, interessante Referenten zu Schlüsselthemen der sozialen Veränderung in der neuen Bundesrepublik zu hören. Das Schwergewicht der Erarbeitungen und Diskussionen tragen die parallel laufenden Arbeitsgruppen. Im kleineren Kreis sollen Erfahrungsaustausch, direkte Auseinandersetzung und die Anbahnung neuer fachlicher Kontakte stattfinden. Folgende Themengruppen sind vorgesehen:

1. **Jugend und Gewalt** (Organisation: Prof. Dr. ***Siegfried Lamnek)***
2. **Demographischer Wandel - das Älterwerden unserer Gesellschaft** (Organisation: Dr. ***Eleftheria Kefaloukou)***
3. **Gesundheitsverhalten und Gesundheitspolitik im veränderten Deutschland** (Organisation: Dr. ***Peter Röhrig)***
4. **Solidarbeziehungen zwischen Familie und Gesellschaft** (Organisation: Dr. ***Hans Leu)***
5. **Berufliche Bildung und persönliche Entwicklung zwischen individuellen Interessen und organisatorischen Wandlungsprozessen** (Organisation: Dr. ***Elisabeth Krekel)***

Teilnahmegebühren (bei Überweisung auf das Tagungskonto bis 28.2.93): für BDS-Mitglieder 130 DM; für Nichtmitglieder 180 DM, für die Beitragsgruppen 2 und 3 im BDS 60 DM; Teilnahmegebühren bei späterer Überweisung und Barzahlung: für BDS-Mitglieder 150 DM; für Nichtmitglieder 200 DM; für die Beitragsgruppen 2 und 3 im BDS 80 DM

Kontaktadresse: BDS - Berufsverband Deutscher Soziologen,
c/o Forschungsinstitut für Soziologie, Lindenburger Allee 15, 50931 Köln-Lindenthal, Tel.: 0221/470-2518

Buchhinweise und Buchbesprechungen

Sozialwissenschaftliche Datenverarbeitung Eine praxisorientierte Einführung in die Arbeit mit SPSS/PC+, DATA ENTRY und SAS/PC

Von Dr. Petra Hartmann

1993. 160 S. DM 19,80, ISBN 3-924725-06-3
Verlag Forschung Raum und Gesellschaft, Mannheim

Datenverarbeitungskenntnisse sind inzwischen auch für Sozialwissenschaftler kaum verzichtbar. Benötigt werden dabei nicht nur Kenntnisse verschiedener Programme, sondern auch bestimmte Fähigkeiten und Kenntnisse in der EDV-gerechten Aufbereitung sozialwissenschaftlicher Fragestellungen. Mit SPSS/PC+ können die meisten Aufgaben, die bei der Analyse sozialwissenschaftlicher Fragestellungen anfallen, problemlos bearbeitet werden. Dennoch sind Kenntnisse nur von SPSS/PC+ auf Dauer für empirisch arbeitende Sozialwissenschaftler nicht ausreichend.

Aus diesem Grund wurde die vorliegende Einführung ergänzt um zwei Kurzeinführungen, die einen ersten Einstieg in die Arbeit mit DATA ENTRY und mit SAS/PC ermöglichen. Bei DATA ENTRY handelt es sich um ein Spezialprogramm von SPSS, bei SAS/PC um ein Konkurrenzprodukt zu SPSS/PC+. Beide Kurzeinführungen setzten Kenntnisse in der Arbeit mit SPSS/PC+ voraus, wie sie in der vorliegenden Einführung vermittelt werden. Damit wird gerade auch Anfängern die Möglichkeit geboten, sich nach erfolgreichem Einstieg in die Grundlagen der sozialwissenschaftlichen Datenverarbeitung von den Beschränkungen zu befreien, die eine Festlegung auf nur ein Programm geradezu zwangsläufig mit sich brächte.

Die Autorin bietet einen einfachen, praxisorientierten Einstieg in die sozialwissenschaftliche Datenverarbeitung. Im ersten Teil wird die Arbeit mit SPSS/PC+ vorgestellt. Diese Einführung beinhaltet sowohl eine ausführliche Darstellung typischer Problem- und Aufgabenstellungen bei der Analyse sozialwissenschaftlicher Daten als auch problemorientierte Darstellungen der wichtigsten Kommandos in SPSS/PC+. Die Kommandos werden dabei in typischen Anwendungskontexten vorgestellt.

Besonderer Wert wurde darüber hinaus auf Hinweise zur Handhabung technischer und sachlicher Probleme gelegt, die bei der Arbeit mit SPSS/PC+ vor allem in der Anfangszeit auftreten.

Zusammen mit zahlreichen erläuternden Beispielen geben diese Hinweise vor allem Anfängern wertvolle Hilfestellungen bei der Einarbeitung in das Programm. Zu meßtechnischen Voraussetzungen der einzelnen Verfahren und zur Interpretation der Ergebnisse verweist die Autorin auf einschlägige Statistikbücher, weshalb das Buch eine sehr komprimierte und benutzerfreundliche Anleitung zur Datenverarbeitung darstellt. Ein Neuling in der Datenanalyse kommt allerdings nicht umhin, weitere Bücher zu Rate zu ziehen, um zu einer Interpretation seiner Ergebnisse zu gelangen. Auch enthält das Buch keine Erläuterungen zu multivariaten statistischen Verfahren wie Varianz-, Regressions- oder Faktorenanalysen. Anfänger (insbesondere Studierende, die am Anfang ihrer Diplom- oder Magisterarbeit stehen) können sich jedoch durch die zahlreichen praktischen Hinweise und die gut verständliche Darstellung viel Zeit und überflüssige Arbeit ersparen.
Brigitte Reimers

Datenanalyse mit BMDP
Handbuch für computerunterstützte Datenanalyse, Band 5

Von Dr. Reinhard Wittenberg,
Sozialwissenschaftliches Institut der Universität Erlangen-Nürnberg

1993. XII, 187 S., 12 x 18,5 cm, kt. DM 26,80
ISBN 3-437-50357-X(UTB-Nr. 1694/UTB-ISBN 3-8252-1694-2)

Dieser Band baut auf den "Grundlagen computerunterstützter Datenanalyse" (Band 1) auf und verwendet den dort beschriebenen und auf Diskette beigefügten Datensatz. Am Beispiel des Forschungsprogramms der "Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS)" erhält der Leser eine systematische Einführung in die computerunterstützte Datenanalyse mit Hilfe der aktuellen Version von BMDP für Großrechner und PC. Nach Erläuterung der BMDP-Syntax werden die wichtigsten datendefinierenden, -beschreibenden und -modifizierenden Möglichkeiten dieses Analysesystems vorgestellt.

Drei Abschnitte über uni-, bi- und mulrivariate Datenanalyseprozeduren behandeln die eigentliche Analyse ausgewählter Variablen des "ALLBUS 1988", wobei jeweils explorative, deskriptive und konfirmative statistische Anwendungen demonstriert werden. Übungsaufgaben zu den einzelnen Abschnitten erleichtern das Selbststudium.
In einem separaten Kapitel werden die BMDP-Schnittstellen zu anderen Rechnern und Software-Produkten dargestellt und die Möglichkeiten von BMDP zur Herstellung von Präsentationsgrafiken zur Verwendung thematischer regionaler Karten sowie zur bildschirmunterstützten Datenerfassung vorgestellt. Ein umfangreicher Anhang bietet weitere Erleichterungen für die Arbeit mit diesem kombinierten Lehr- und Arbeitsbuch.

Weiterbildung in statistischer Datenanalyse beim ICPSR Summer Program 1994

Im Rahmen der deutschen Mitgliedschaft im Inter-University-Consortium for Political and Social Research (ICPSR) koordiniert das Zentralarchiv die Anmeldung für das jährlich im Juli/August stattfindende 'Summer Program' in Ann Arbor, Michigan, USA. Das achtwöchige Ausbildungsprogramm (kann u.U. auch in zwei vierwöchige terms aufgeteilt werden) besteht aus einer Reihe von Kursen, die nach den Vorkenntnissen in Mathematik, Statistik und Methoden der empirischen Sozialforschung in unterschiedliche Schwierigkeitsstufen ('tracks') eingeteilt ist.

Das Lehrprogramm sieht Vorlesungen und 'Workshops' vor. In diesen Workshops wird der theoretisch/statistische Lehrstoff direkt - im Sinne des learning by doing - mit der Datenauswertung verbunden. Übungsdaten, die gängigen Datenanalysepakete (SPSS, SAS etc.) sowie spezialisierte Einzelprogramme stehen zur Verfügung. Folgende Workshops (darunter auch sehr spezielle Themen) stehen u.a. zur Auswahl:[1]

First Term	*Second Term*
Mathematical Models: Game Theory	Structural Equation
Quantitative Historical Analysis	Time Series Analysis
Comparative Statistical Inference	Mathematical Models: Rational Choice
Introduction to Statistics and Data Analysis I	Quantitative Analysis of Crime and
Introduction to Regression Analysis	Criminal Justice
Regression Analysis	Introduction to Statistics and Data Analysis II
Multivariate Statistical Methods	Categorical Data Analysis
Scaling and Dimensional Analysis	"LISREL" Models: General Structural Equations
	Advanced Analysis of Variance

Das Programm ist umfangreicher als hier dargestellt werden kann. Das ICPSR hat das gesamte Ausbildungsangebot in einer Broschüre zusammengestellt. Für Interessenten ist diese Broschüre beim Zentralarchiv als Kopie erhältlich. Wenngleich sich die Darlegungen in diesem Heft auf das diesjährige Summer Programm beziehen, kann im allgemeinen davon ausgegangen werden, daß sich an der Grundstruktur des Angebotes im kommenden Jahr kaum etwas ändert. Die Programmübersicht für das Jahr 1994 wird in der Regel erst Anfang April verfügbar gemacht. Die Anmeldung erfolgt bis Ende April. Über Möglichkeiten der Finanzierung eines Aufenthaltes in Ann Arbor sollten sich Interessenten bereits zum Ende dieses Jahres orientieren.

Ansprechpartner im Zentralarchiv ist, auch für Hinweise auf Förderhilfen:
Harald Rohlinger Telefon: 0221/476 94 - 45

1 Die Auflistung bezieht sich auf das Kursangebot des Jahres 1993. Das konkrete Programm für 1994 erscheint erst April 1994. In der Regel ändert sich das Kursangebot nicht.

In memoriam René König
Für eine Soziologie in moralischer Absicht[1]

von Rolf Ziegler

Die Zeiten waren bewegt, zerrissen, zerklüftet, in denen *René König* gelebt hat - in seinen eigenen Worten "eine heillos zerfallene Welt"[2]. Geboren im wilhelminischen Kaiserreich am 5. Juli 1906 in Magdeburg, erlebte er den 1. Weltkrieg und an dessen Ende die Errichtung der ersten deutschen Republik, die Auflösung der österreichisch-ungarischen Monarchie und die russische Revolution, das Aufkommen der autoritären und faschistischen Regime in Ungarn, Italien und Spanien, das Ende Weimars durch die nationalsozialistische "Machtergreifung", den 2. Weltkrieg und den Holocaust, die Niederwerfung des Nationalsozialismus und die Teilung Europas, den Zerfall der Kolonialreiche und das Entstehen der Dritten Welt und schließlich am Ende seines Lebens - er starb am 21. März 1992 in Köln - mit dem Zusammenbruch des sowjetischen Imperiums die Aufhebung der Teilung Europas und damit Deutschlands, aber gleichzeitig das Aufbrechen alter ethnischer und nationaler Konflikte.

Manches von dem, was hier im Telegrammstil angedeutet ist, war bloßer historischer Hintergrund, allgemeiner Bestimmungsrahmen der Lebensumstände, lieferte auch das Material für den engagierten Beobachter. Existentielle Basis von *René Königs* intellektueller Entwicklung zum Soziologen war letzten Endes die entscheidende Lebenserfahrung der "zwangsweisen Ortsveränderung", wie er selbst das Problem der Exilierung und Emigration bezeichnet hat.[3] Er hat diese existentielle Herausforderung angenommen und sich für ein "Leben im Widerspruch" - so formulierte er den Titel seiner Autobiographie - entschieden.

René König wuchs als Sohn eines deutschen Vaters und einer französischen Mutter zweisprachig in beiden Alltagskulturen auf, da die Familienerziehung vor dem 1. Weltkrieg ziemlich gleichmäßig zwischen Magdeburg und Paris aufgeteilt war. Der Vater war Ingenieur, und die Familie begleitete ihn zu mehreren, längeren Aufenthalten in Italien und Spanien, bei denen er die Montage der von Großvater *König* aufgebauten Zuckerfabriken überwachte. 1914 übersiedelte die Familie nach Halle an der Saale und 1922 nach Danzig,

1 Gedenkrede auf ***René König*** (1906-1992) bei der Akademischen Gedenkfeier der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität zu Köln am 3. November 1993 von Prof. Dr. ***Rolf Ziegler***, Institut für Soziologie, Ludwig-Maximilians-Universität, München.

2 ***René König***: Leben im Widerspruch. Versuch einer intellektuellen Autobiographie. Frankfurt: Ullstein 1984 (zuerst 1980), S. 9.

3 Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 7 und 11.

wo der Vater als Völkerbundsangestellter bei der Umstellung der vormaligen "Kaiserwerft" auf Friedensbetrieb mitarbeitete. In Danzig schloß 1925 ***René König*** das klassische humanistische Gymnasium ab.

Von früher Kindheit an wurde ***René König*** der Umgang mit anderen Kulturen und Sprachen zum alltäglichen Erlebnis, aber auch die Erfahrung im 1. Weltkrieg, daß ein Teil seiner selbst, der "Französling", plötzlich schlecht sein und möglichst spurlos abgelegt werden sollte. Im deutsch-polnisch-kaschubischen Milieu von Danzig erlebte er hautnah das Neben-, Mit- und Gegeneinander ethnischer, nationaler und religiöser Gruppen, den nationalistischen Chauvinismus, den Haß zwischen Deutschen und Polen und ihre gemeinsame Verachtung für die polnischen Juden. Soziale Vorurteile und Diskriminierung waren zuerst ein erlebtes soziales Phänomen, bevor sie für ihn später ein soziologischer Tatbestand geworden sind. Dabei ist nicht so sehr die Existenz sozialer Vorurteile das Problem - wie er im Rückblick vermerkt -"sie gehören gewissermaßen zur Alltagsstruktur der menschlichen Weltorientierung, als vielmehr die Notwendigkeit des ständigen Kampfes gegen sie". [4]. In diese Danziger Zeit fallen auch seine ersten Freundschaften mit Juden, lernte er zum ersten Mal die jüdische Kultur kennen, das "Prinzip Hoffnung", "trotz aller Verdrossenheit über die Mißgunst der Verhältnisse immer wieder neu anzufangen". [5].

Einer ganz anderen Form von plurikultureller Gesellschaft begegnete ***René König*** in Wien, wo er 1925 das Studium der Philosophie (u.a. bei ***Moritz Schlick),*** Psychologie (bei ***Karl*** und ***Charlotte Bühler)*** und der islamischen Sprachen begann. Dieser über die deutsche Sprache vermittelte, in sich vielgestaltige Kulturraum erlebte in dem kleingewordenen "Kakanien" nach den "letzten Tagen der Menschheit" noch einmal eine geradezu unglaubliche Blüte von Literatur, Kunst, Architektur, Musik, Theater und Wissenschaft.

Das Interesse an den islamischen Sprachen ging wohl auf die Abiturientenreise in die Türkei zurück, der bis 1927 noch weitere folgten. Die postrevolutionäre Türkei ***Kemal Atatürks*** als Beispiel der geplanten Modernisierung einer islamischen Gesellschaft war die erste Begegnung ***René Königs*** mit einem Entwicklungsland, die den Grundstein legte für sein späteres Interesse an der Dritten Welt, vor allem der islamischen.

Im Wintersemester 1926/27 setzte er das Studium in Berlin fort, und zwar in den Fächern Philosophie sowie Kunst- und Kulturwissenschaften (bei ***Max Dessoir*** und ***Eduard Spranger),*** Romanistik (bei ***Eduard Wechssler)*** und Ethnologie (bei ***Richard Thurnwald).*** Die zehn Jahre, die er in dieser Stadt verbrachte, waren entscheidend für seine moralisch-intellektuelle, politische und wissenschaftliche Position und seinen weiteren Lebensweg. Er hat sie eindrucksvoll lebensgeschichtlich in seiner "intellektuellen Autobiographie" und brilliant systematisch in seinem Aufsatz "Zur Soziologie der Zwanziger Jahre". [6] beschrieben.

---

4 Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 44.
5 Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 40.
6 *René König:* Zur Soziologie der Zwanziger Jahre oder Epilog zu zwei Revolutionen, die niemals stattgefunden haben, und was daraus für unsere Gegenwart resultiert, in: ders.: Soziologie in Deutschland. Begründer/Verächter/Verfechter. München: Hanser 1987, S. 230-257 (zuerst 1961).

Zunächst geriet er jedoch in den Bann der verzaubernden Kraft Berlins, dieser vielbödigen, geheimen Metropole Europas der zwanziger Jahre, von der er selbst bekennt: "sie reizte zum Abenteuer, sie forderte geradezu heraus zu höchst fragwürdigen Exkursionen in die Rand- und Grenzgebiete des Lebens, von denen es oft genug keine Rückkehr gab"[7]. Er hat in jenen Jahren wenig studiert, aber unendlich viel gelernt. Begabt waren sie alle - die Berliner Freunde und viele andere aus der literarisch-expressionistischen Boheme -, aber was war das schon. Narzistische Selbstbespiegelung und Selbstzerstörung lagen dicht beieinander, eine Erfahrung, die ihm Anlaß zu langem Nachdenken war und einen "ontologischen Umschwung" einleitete, der ihn essentiell und nicht zufällig zur Soziologie führte. Eine Konzeption der Soziologie, die vom ursprünglichen sozialen Zusammenhang der Menschen ausgeht, den man nur sekundär in einzelne Personen zerlegen kann, wird ihm zum Mittel werden der Überwindung des Narzißmus und zugleich des Existenzialismus, der vom isolierten, für sich seienden Menschen ausgeht, der im Grunde den Weg zum Anderen niemals von sich selbst findet, sondern ihn durch irgendwelche Institutionen künstlich in einem Akt der "Entfremdung" vermittelt erhält. Freilich mußten noch einige Jahre vergehen, bevor ihm das ganz klar wurde.[8]

Nach der Promotion 1930 bei ***Max Dessoir*** in Philosophie mit einer - wir würden heute sagen kultursoziologisch angelegten - Arbeit über "Die naturalistische Ästhetik in Frankreich und ihre Auflösung. Ein Beitrag zur systemwissenschaftlichen Betrachtung der Künstlerästhetik" machte sich ***René König*** unter dem Einfluß von ***Richard Thurnwald*** an das vertiefte Studium der Soziologie und ging erneut für einen längeren Studienaufenthalt nach Paris, wo er in enger Zusammenarbeit mit der zweiten Generation der ***Durkheim****-Schule,* vor allem auch mit ***Marcel Mauss***, dem Neffen und Nachfolger ***Emile Durkheims,*** eine längere Abhandlung über "Die neuesten Strömungen in der gegenwärtigen französischen Soziologie" verfaßte, die 1931 in der von ***Thurnwald*** herausgegebenen Zeitschrift für Völkerpsychologie und Soziologie veröffentlicht wurde. Von verschiedenen Seiten zur Habilitation ermuntert, u.a. von ***Max Dessoir, Alfred Vierkandt, Wolfgang Köhler*** und ***Werner Sombart,*** schrieb er bis zum Winter 1932/33 ein erstes Manuskript über "Die 'objektive' Soziologie ***Emile Durkheims".*** Teile daraus bot er der Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft zur Veröffentlichung an, deren damaliger Herausgeber, der kurze Zeit später aus der Schriftleitung entfernt wurde, ihm sagte: "Über ***Max Weber*** und ***Ernst Troeltsch,*** über ***Emile Durkheim*** und ***Karl Marx*** kann man jetzt in Deutschland nicht mehr sprechen."[9] Auch ***Alfred Vierkandt*** erteilte ihm dieselbe Auskunft. ***René König*** war - wie er später schreibt - völlig perplex und in seiner Entwicklung spontan blockiert.

Weder von seiner Herkunft noch seiner politischen Ausrichtung war ***René König*** ein prädestiniertes Opfer der Nationalsozialisten, dem von vorneherein nichts anderes übrig geblieben wäre als die Emigration in ein ungewisses Schicksal, der heroische aber aussichtslose

7 Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 70.
8 Vgl. Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 78f.
9 ***René König****:* Kritik der historisch-existenzialistischen Soziologie. Ein Beitrag zur Begründung einer objektiven Soziologie. München: Piper 1975, Vorwort von 1974, S. 9.

Widerstand oder der stumme Gang in Gefängnis und Tod. Er war - wie seine Berliner Freunde - eher unpolitisch, und sie hatten anfangs eine mehr staunende und ironisierende Einstellung gegenüber dem aufkommenden Nationalsozialismus. Eine bürgerliche Existenz mit akademischen Hoffnungen schien der vorgezeichnete Weg. Es war ein schmerzhafter Prozeß der Ausgrenzung und des Ausschlusses, der den jungen Mann zur bitteren Erkenntnis führte, daß seinesgleichen in Deutschland nicht mehr geduldet wurde.

Von 1932 bis 1936 war er Lektor des Berliner Verlags "Die Runde". Im Kreis von geistesverwandten, literarisch-philosophisch gebildeten Freunden versuchte er in zunehmender "innerer Emigration" dem politischen Regime geistigen Widerstand zu leisten. Sein Buch "Vom Wesen der deutschen Universität", in dem er aus der Tradition des deutschen Neuhumanismus und Idealismus das Ideal für die "gegenwärtige Diskussion um Reform der Universitäten" bewußt machen wollte, wurde kurz nach dem Erscheinen 1935 verboten. Er wurde überwacht, im "Schwarzen Korps" der SS öffentlich angegriffen, was viele alte Bekannte veranlaßte, ihn fortan zu meiden, und im Winter 1936/37 verdichteten sich Hinweise auf eine konkrete Gefährdung, die seinen Entschluß zur Emigration plötzlich zur Tat werden ließ. Von Köln aus emigrierte er in der Karnevalszeit 1937 nach Zürich. Es war - wie er scherzhaft bemerkte - das einzige Mal, daß er dem Kölner Karnevalstreiben etwas abgewinnen konnte. Welche Gefahr hinter den vagen Hinweisen tatsächlich stand, hat er erst 47 Jahre später in dem "Sonderbericht" des Reichsführers der SS vom Juni 1936 über "Zersetzung der nationalsozialistischen Grundwerte im deutschen Schrifttum seit 1935" nachlesen können, in dem er persönlich wegen seines Universitätsbuchs scharf angegriffen wurde. [10]

Der Entschluß zur Emigration kam nicht unvorbereitet, sondern war in physischen und psychischen Krisen unter dem Zwang der Umstände und Ereignisse abgerungen. Im Herbst 1933 war ***René König*** an einer schweren Bronchitis erkrankt - ein Leiden, das ihm zeitlebens zu schaffen machte -, erlitt einen Rückfall im Frühjahr 1934 und wurde - eher zufällig durch ein Werbeplakat für verbilligte Fahrkarten zur Primavera Siciliana - zu einem längeren Aufenthalt in Sizilien angeregt, dem in den nächsten beiden Sommern zwei weitere folgten. In diesen Monaten gewann er die Selbstgewißheit zurück, moralisch überleben und nicht bloß weitervegetieren zu können. Sein damals konzipiertes und 1943 veröffentlichtes Buch über "Sizilien. Ein Buch von Städten und Höhlen, von Fels und Lava und von der großen Freiheit des Vulkans" ist die literarische Verarbeitung von Landschaftserlebnis, ontologischer Spekulation und historischer Gegenwartsanalyse, seine neukonzipierte Habilitationsschrift die systematische, wissenschaftliche Entfaltung einer neugewonnenen intellektuellen und moralischen Position.

Seit dieser Zeit war Italien für ***René König*** das Land, in das er sich zurückzog, wenn er irgendwelche gesundheitlichen oder moralischen Schwierigkeiten hatte, und dorthin, nach Genzano di Roma, kehrte er später in den Sommermonaten zurück. In der Vielfalt der Lebensformen, der Lebensart *(civiltà)* der Menschen, der zum Alltag gewordenen Kunst -

10 Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 7f.

nicht der des imperialen Roms; diese Demonstration weltlicher und kirchlicher Macht war ihm zutiefst suspekt - und im vertrauten Umgang mit den Menschen am Ort hat ***René König*** den Lebensrhythmus gefunden, der seiner Mentalität entsprach.

Auf seinen Reisen nach Sizilien hatte ***René König*** erste Kontakte mit der Universität Zürich aufgenommen; dort reichte er im Herbst 1937 seine Habilitationsschrift ein und wurde im Februar 1938 habilitiert. War es auch gelungen, den Weg über diese akademische Hürde vorweg zu erkunden, so stürzte die Emigration mit den jeweils befristeten Aufenthaltsgenehmigungen den Sohn aus wohlhabender, bürgerlicher Familie in die marginale materielle Existenz ohne feste Stelle und Einkommen. Die regelmäßige, einen bedeutenden Schülerkreis anziehende Lehre an der Universität wurde nur im Rahmen von Lehraufträgen vergütet, und auch die Verleihung des Titularprofessors 1947 blieb "gehaltsneutral".

René König war dem Land, das ihm und vielen anderen in jenen Jahren Asyl gewährte, zeit seines Lebens dankbar. Er kam nicht als Gast sondern als Fremder, der heute von außen kommt und morgen bleiben will. Er wurde mit einer Gesellschaft vertraut, die so ganz anders war als die meisten, die er bisher kennen gelernt hatte, und bis in die Intonation und den Duktus der Sprache haben ihn diese Jahre in der Schweiz geprägt. Die multikulturelle Alltäglichkeit, die Art des Umgangs mit Minoritäten, die genossenschaftlich-föderalen Strukturen entsprachen seiner Mentalität und seinem Denken. Aber nicht nur die geistige Liberalität, sondern auch das andere, kleinliche Zürich hat er erlebt, denn er wäre gerne geblieben.

In der Habilitationsschrift hat ***René König*** seinen wissenschaftlichen Standort gefunden. Aus der "Kritik der historisch-existenzialistischen Soziologie" - so der Titel - hat er im Sinne ***Durkheims*** die methodologische "Begründung einer objektiven Soziologie" für sich erarbeitet. Diese richtete sich gleichermaßen gegen rechte und linke weltanschauliche Seinsdeutungen. Im Vorwort zu der erst 1975 veröffentlichten Arbeit verteidigte er seine Absichten daher diesmal gegen Angriffe von Links. "Diese (Absichten) waren im strengsten Sinne existenzieller Art, denn es ging damals wirklich ums Überleben, physisch und moralisch. Gleichzeitig sollen sie aber darlegen, warum ich mich entschloß, Soziologe zu werden. Die Mittel, die ich benutzte, waren wissenschaftlicher Natur nach altem Brauch; aber die wahre Wurzel war eine höchst persönliche Entscheidung, als ich mich entschloß, ein Nicht-Konformist zu werden. Da das damals ein gefährliches Unternehmen war, bei dem man wirklich Haut und Leben lassen konnte, kann ich jene Doktrinäre, die heute vom Hang zum Konformismus bei mir und bei der Soziologie ***Durkheims*** sprechen, nur lächerlich finden, bestenfalls beseelt von einer naiven Ahnungslosigkeit, was einem alles in diesem Leben geschehen kann, wenn alle, die sich so unkonform gebärden, sich plötzlich zu einer höchst konformen Masse zusammentun und als ultima ratio zur Gewaltandrohung oder zur tatsächlichen Gewaltausübung schreiten. Was mich betrifft, so wird man mich immer auf der anderen Seite finden." [11]

11 Kritik der historisch-existenzialistischen Soziologie, a.a.O., S. 19.

Für ***René König*** war Soziologie in der von ***Claude Henri de Saint-Simon*** *und* ***Auguste Comte*** begründeten französischen Tradition Krisen-, Oppositions- und Gründungs-Wissenschaft. In seiner Rekonstruktion des dreifachen Ursprungs der Soziologie [12] zeigt er die sozialen und politischen Umbruchsituationen auf- vor allem im England des 17., Frankreich des 18. und Deutschland des beginnenden 19. Jahrhunderts -, die das Krisenbewußtsein verschärften und in denen sich die bürgerliche Gesellschaft in Opposition zum Ancien Régime von der Vormacht des Staates befreite. Soziologie wird hier zu einem Diagnose- und Emanzipationsinstrument. Sie macht neue Ordnungselemente sichtbar und trägt so dazu bei, die soziale Ordnung einer neuen Gesellschaft zu begründen. Dafür muß sie sich allerdings von allen geschichts- und sozialphilosophischen Seinsdeutungen befreien, eine Soziologie werden, die nichts als Soziologie ist. Gegen den Vorwurf, vor allem von neomarxistischer Seite, dieser "Positivismus" sei ein bloß verkürzter "Szientismus", hat er sich vehement zur Wehr gesetzt. Seinen unbelesenen Kritikern schleuderte *er* ***Auguste Comtes*** Diktum "positivisme c'est action" entgegen und er wurde nicht müde, die programmatischen Sätze aus der Einleitung zu ***Durkheims*** "De la division du travail social" zu zitieren und als Motto seinen Arbeiten voranzustellen: "Wir sind der Meinung, daß unsere Forschungen nicht eine Stunde Arbeit wert wären, wenn sie nur ein spekulatives Interesse haben sollten. Wenn wir die theoretischen Probleme sorgsam von den praktischen trennen, so nicht, um die letzteren zu vernachlässigen, sondern umgekehrt, um uns in die Lage zu versetzen, sie besser zu lösen." [13] Diese werturteilsfreie, empirische Soziologie als Instrument der "Selbstdomestikation des Menschen" im Dienste der Aufklärung war für ***René König*** immer eine interkulturell vergleichende Wissenschaft, die allein die Vielfalt der historisch geschaffenen soziokulturellen Lebensformen des Menschen sichtbar machen kann.

Damit ist aber noch nicht das zentrale kategoriale Moment in Königs theoretischer Konzeption der Soziologie benannt, das er unmittelbar von ***Emile Durkheim*** übernimmt und in zahlreichen Darstellungen, Interpretationen und Kommentierungen von dessen Werk und dem seiner wichtigsten Schüler herausgearbeitet hat. Es geht um den Lösungsvorschlag für die zentrale gesellschaftswissenschaftliche Problemstellung, wie soziale Ordnung möglich ist, mit dem sich ***Durkheim*** gleichermaßen von der ***Hobbesschen*** Lösung des Leviathan wie der ***Smithschen*** Lösung der unsichtbaren Hand absetzt. Er bricht mit diesen Theorien, weil sie utilitaristisch sind und auf dem individuellen Nutzenkalkül, dem "System der Bedürfnisse", aufbauen und weil sie die nicht-kontraktuellen Elemente im Vertrag ausblenden. Im normativen Charakter des Sozialen findet ***Durkheim*** die eigene und autonome Dimension menschlichen Daseins, den ureigensten Gegenstandsbereich der Soziologie. "Die wesentliche Bestimmung des Kollektivdaseins liegt dann nicht darin, daß etwas kollektiv ist, weil es (rein faktisch) allgemein ist, sondern umgekehrt, es ist allgemein, weil es kollektiv also obligatorisch ist." [14] Das "conscience collective" führt jedoch kein von den ein-

12 ***René König:*** Vom dreifachen Ursprung der Soziologie, in: ders.: Soziologie in Deutschland, a.a.O., S. 23-89 (erweiterte Fassung, zuerst 1940/41)

13 Zitiert z.B. in ***René König*** (Hrsg.): Soziologie (Fischer-Lexikon, Bd. 10). Frankfurt: Fischer, 2. umgearbeitete und erweiterte Neuausgabe 1967, Einleitung S. 11.

14 ***René König: Emile Durkheim*** zur Diskussion. Jenseits von Dogmatismus und Skepsis. München:

zelnen unabhängiges Dasein, sondern verwirklicht sich dadurch, daß es verinnerlicht wird und so aus dem Gattungswesen Mensch die sozial-kulturelle Persönlichkeit wird. Die "Obligation" wird dabei nicht nur zur akzeptierten Pflicht, sondern zum Erstrebenswerten: wir wollen, was wir sollen, weil wir es dann selbst für wahr, gut und schön halten. Auch für ***König*** gibt es keinen anderen Zugang zur Soziologie, und er formuliert sehr pointiert: "Grundsätzlich kann gesagt werden, daß nur jene Obligationen im strengen Sinne soziologisch vollgültig relevant sind, die die Chance der Internalisierung haben, während Zwänge, die nur von außen wirken, ohne jemals zum Motiv des Handelns werden zu können, als *'Gewalt' (violence)* bezeichnet werden müssen."[15] Nicht zufällig interessierten ihn bei seinen eigenen Forschungen primär Interaktionsgefüge von Menschen und intermediäre Gruppen - die Familie, die lokale Gemeinde, die informellen Gruppen im Betrieb, überschaubare ethnische Gemeinschaften - und nicht z.B. der Staat, bürokratisierte Großorganisationen oder nationale und internationale Zweckverbände.

Es kann nicht darum gehen, die Bedeutung der moralischen Dimension, der Verinnerlichung von Normen und Werten oder des Prinzips der Reziprozität der Perspektiven für menschliches Handeln zu mindern. Das wäre töricht. Aber ich meine, daß die kategoriale und kategorische Verankerung einer Soziologie à la ***Durkheim*** es - vorsichtig ausgedrückt - zumindest schwer macht, das Problem der Paradoxie der Folgen und der emergenten Effekte sinnhaften (d.h. mit "guten" subjektiven Gründen versehenen) Handelns wirklich in den Griff zu bekommen. Dafür müssen die zentralen Einsichten der Soziologie, daß die Handlungssituation immer sozial definiert ist, und der Ökonomie, daß die interdependenten Akteure in ihrem Handeln stets von Knappheiten begrenzt sind, zum Nutzen beider wieder systematisch miteinander verbunden werden. Dieser offene Dialog ist seit einigen Jahren wieder in Gang gekommen, und es ist zu hoffen, daß er den Zustand monopolistischer Theorieschließung einerseits und eklektizistischen Theoriesynkretismus andererseits überwinden hilft.

Als ***René König*** 1949 den Ruf auf das Ordinariat für Soziologie an der Universität zu Köln in der Nachfolge von ***Leopold von Wiese*** annahm, hatte er sich nicht nur eine klare theoretische und methodologische Position erarbeitet, sondern besaß einen Überblick über das Gesamtgebiet der Soziologie, das er bereits während der Züricher Zeit in 380 Artikeln für das "Schweizer Lexikon" dargestellt hatte. Auf diesem Fundus baute dann auch das "Fischer-Lexikon" auf, das mit 27 Auflagen und über 400.000 Exemplaren der soziologische Bestseller in deutscher Sprache ist (hinzu kommen noch Übersetzungen ins Französische, Hebräische, Italienische, Niederländische und Spanische). Es hat weit über die soziologische Profession hinaus gewirkt. Das war übrigens eine bewußt, auch in zahlreichen öffentlichen Vorträgen über eine Vielzahl von Themen verfolgte Absicht ***René Königs.*** Er wollte "Soziologische Orientierungen" geben in der schier unübersehbar gewordenen, hochkomplexen, fortgeschrittenen Industriegesellschaft unserer Zeit und er wollte die Kulturkritik demaskieren als das, was sie ist - ideologische Abwertung der Gegenwart, in der

Hanser 1978, S. 160f.

15 ***Emile Durkheim*** zur Diskussion, a.a.O., S. 177.

wir leben, von Rechts aber auch von Links -, und die nur die Menschen ihres Selbstvertrauens beraubt und sie anfällig macht für rückwärts oder vorwärts gewandte Verheißungen, die in letzter Instanz immer nur mit Gewalt durchgesetzt werden, weil eben die Menschen nicht so sind, wie sie sein sollen.

René König kam nach Deutschland zurück. Es hatte ihn zum Fremden gemacht, und er bewahrte die Distanz. Er war an ihm verzweifelt, und der Zweifel blieb. Die Intellektuellen in Deutschland hatten versagt, und er wollte dazu beitragen, daß sie in der zweiten Republik ihre eigene Arbeit richtig machten. Er bekam, wie er sagte, den "jüdischen Blick", mußte jedem in die Augen sehen, was er in den letzten 12 Jahren getan oder unterlassen hatte. Viele konnten dem Blick nicht standhalten, die meisten ihn schwer ertragen - sie schauten weg -, einige haben darunter gelitten, es waren nicht die schlechtesten. Mit Schrecken und Wut erblickte er altbekannte Gesichter, hatte Gegner und Feinde, aber auch Freunde und Verbündete. Er spürte alte Diskriminierungen und wurde Zeuge neuer Antisemitismen. Mit der Empfindsamkeit und dem geschärften Blick des Traumatisierten sah er Gefahren, Blindheit und Verstocktheit, aber er behielt die Hoffnung und er blieb. Der neuen Generation wollte er helfen, die alten Irrtümer, Verblendungen und Verfehlungen zu vermeiden und von der Zukunft her die Frage zu lösen, wie man nach seiner Generation wird leben können, und er fühlte sich nicht enttäuscht. Wir werden zeigen müssen, daß die Gnade der späten Geburt uns unverdient nur jene Zeiten der Prüfung und Schuld erspart hat, daß sie uns nicht der Verantwortung enthebt, uns keinen Schutz gegen spontanen Rückfall gibt. Auch wir werden gewogen und können für zu leicht befunden werden.

Königs Motive in der Lehre gingen über die Wissensvermittlung hinaus, ohne diese gering zu achten oder gar zu vernachlässigen. Die Kontinuität von Programm und Persönlichkeit entfaltete in der Rede und im Gespräch ihre eigentliche Wirkung. "Äußerlich trat diese schon hervor in der Art seines Vortrags: leidenschaftlich erregt floß der Strom seiner Rede, die trotz sorgfältiger (schriftlicher) Vorbereitung fast immer schöpferischer Improvisation entsprang. Und gerade das Schauspiel dieses Einsatzes eines ganzen Menschen für seine Sache verlieh ihm in den Augen seiner Zuhörer jene Autorität, von der alle berichten, die jemals Zeuge seiner Wirksamkeit waren. Sein leidenschaftliches Gefühl steht ganz und gar im Dienste der Sache. So allein konnte er dem strengsten wissenschaftlichen Vortrag den Nachdruck seherischer Prophetie verleihen, die schon aus seinem Angesicht... zu seinen Schülern sprach. ... So war ihm auch das akademische Lehramt mehr als eine Anstalt zur Übermittlung eines neutralen Wissenstoffes.... Allerdings suchte er... die Erziehung Gleichgesinnter nicht zu erreichen durch billige Kathederprophetie, sondern einzig durch die Übermittlung einer methodischen Forschungsweise." [16] Vielleicht ist am Stil aufgefallen, daß die letzten Sätze ein Zitat sind. Sie stammen von ***René König*** selbst und beschreiben den Eindruck, den ***Emile Durkheim*** auf seine Zuhörer gemacht hat. Sie könnten aber auch ihm gegolten haben.

Als Privatdozent in Zürich hatte er bereits einen viersemestrigen Vorlesungszyklus auf- und in späteren Jahren weiter ausgebaut, der systematisch das Gebiet der Soziologie er-

16 ***Emile Durkheim*** zur Diskussion, a.a.O., S. 118.

schloß und die Bezüge zur Geistesgeschichte und Philosophie, zur Ethnologie und Kulturanthropologie, zur Sozialpsychologie sowie zur Wirtschafts- und Sozialgeschichte vermittelte. Er hat auch dann - und der Erfolg gab ihm Recht - an den großen, vierstündigen Vorlesungen über "Grundbegriffe der Soziologie", "Theorie der menschlichen Gruppen", "Die Entstehung und Entwicklung von Familie, Wirtschaft, Recht und Staat" oder "Strukturanalyse der Gegenwartsgesellschaft" festgehalten, als in den 60er Jahren durch die Hörgeldpauschalierung die ökonomischen Anreize und nach 1968 die ideologischen Prämien anders gesetzt wurden.

René König kam im Jahr der Gründung der Bundesrepublik nach Köln und hat der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät - trotz anderer Angebote - bis zu seiner Emeritierung 1974 angehört. Er gesteht freimütig, daß für ihn, der aus einer Philosophischen Fakultät kam, die Begegnung mit dem neuen Faktor Betriebswirtschaftslehre eine echte Belastung war, denn "es fiel mir schwer, dieser Disziplin, die damals zudem unter der theoriefernen Fuchtel von ***Schmalenbach*** stand, irgendeinen Geschmack abzugewinnen"[17]. Er war daher sichtlich erleichtert, als der fast gleichzeitig berufene ***Erich Gutenberg*** mit seiner Phalanx hervorragend ausgebildeter Nachwuchskräfte die ganze Betriebswirtschaftslehre umkrempelte.

René König diente der Fakultät von 1962 bis 1964 als Dekan, und empfand seine Wiederwahl - bei dem strengen Reglement der Kölner Fakultät keineswegs eine Selbstverständlichkeit - zu Recht als Anerkennung seiner Person und seiner Leistung. 15 Jahre war er Fakultätsbeauftragter für die Partnerschaft mit der Universität Kabul. Er hat dieses Experiment in Ausbildungshilfe für die Dritte Welt nicht mit distanziertem Enthusiasmus aus der Ferne betreut oder bürokratisch administriert, sondern vor Ort in Kabul und bei den deutschen Stellen mit mitreißendem Engagement, Sachkenntnis, Einfühlungsvermögen, praktischem Realismus und bockbeiniger Beharrlichkeit vorangetrieben. Er hat auch die Gelegenheit sofort beim Schopf ergriffen, ethnologische Feldforschung im kleinen zu betreiben und am Beispiel der Nan-Bäcker, einer traditionell hochspezialisierten Berufsgruppe, einen dritten Strukturtyp der Arbeitsteilung zu entwickeln, jenseits von ***Durkheims*** mechanischer und organischer Solidarität.

Mit einem Stipendium der ***Rockefeller*** Foundation konnte ***René König*** 1952/53 zum ersten Mal die Vereinigten Staaten besuchen. In diesen 7 Monaten hat er zahllose neue Kontakte geknüpft, sich über den Stand der Sozialforschung informiert und auch praktische Erfahrung mit dem amerikanischen Departmentsystem gesammelt. Die Informalität des amerikanischen Lebens liebte er. Wiederholt weilte er später als Gastprofessor an mehreren amerikanischen Universitäten. Mit vielen Kollegen dort wie auch in anderen Ländern war er befreundet oder doch gut bekannt. Das internationale "invisible College" und die International Sociological Association, deren Präsident er von 1962 bis 1966 war, waren für ***Rene´König*** keine bloße Ansammlung von Namen, die man nur aus Büchern kennt, sondern über sein immenses Netzwerk ihm direkt oder indirekt persönlich bekannt.

17 Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 197.

Was ihn während seines ersten USA-Aufenthaltes besonders interessierte, war die Frage, in welcher Form sich das Lehren der Soziologie mit der Forschung verbinden läßt, so daß eine gewisse Kontinuität und Standardqualität der durchgeführten Untersuchungen gesichert ist. Es ist ja eine bekannte Erfahrung, die ihm auch ***Paul Lazarsfeld*** vom Bureau of Applied Social Research in New York berichtete, daß Studenten (auch die guten) häufig eine schlechte Arbeitsmoral besitzen, indem sie oft dazu neigen, erst begeistert in Forschungsprojekte einzusteigen, sie dann aufzublähen und schließlich unfertig liegenzulassen. Die Idee des mit der Universität verbundenen Forschungsinstituts, in dem in drittmittelfinanzierten Projekten Mitarbeiter und studentische Hilfskräfte an - im Prinzip längerfristig konzipierten - Projektserien arbeiten und diese mit der eigenen wissenschaftlichen Qualifikation verbinden, hat ***René König*** damals mit Erfolg in Köln übernommen. Sein Vertrauen in die Mitarbeiter, denen er dabei große Freiheit und Selbstverantwortung überließ, ist - wenn mich mein Eindruck nicht trügt - nur sehr, sehr selten wirklich enttäuscht worden. Das lag sicher auch daran, daß sich in einem impliziten Prozeß, der sehr viel mit der von ***René König*** ermöglichten und durch seinen patriarchalischen Stil geförderten "Selbststeuerung" und Kooptation der Assistenten und studentischen Hilfskräfte zu tun hatte, doch sehr klare Standards und ein hohes Anspruchsniveau herausgebildet haben. In diesen Projekten haben viele junge Wissenschaftler die Chance zur Qualifikation erhalten, und ich meine, die meisten haben sie gut genutzt und inner- wie außerhalb der Universität, im In- und im Ausland ihren Platz gefunden. Es darf auch nicht unerwähnt bleiben, daß ***René König*** stets darauf verzichtete, auf diesem Wege seine eigene, stattliche Publikationsliste zu verlängern.

Die Universität Köln und das Land Nordrhein-Westfalen boten ***René König*** einzigartig gute Arbeitsbedingungen, was er öfters bekannt hat. Sie ermöglichten ihm, das aufzubauen, anzustoßen und zu fördern, was als "Kölner Schule" zur wissenschaftlichen Konsolidierung der Soziologie in den 50er und 60er Jahren mehr beitrug als die "Frankfurter Schule" oder der Personenkreis um ***Helmut Schelsky. René König*** hat nach 1955 als Herausgeber der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie - er fügte übrigens in programmatischer Absicht die Sozialpsychologie im Titel hinzu, in die er auch die Psychoanalyse einbezog - eine, stets der internationalen Forschung offene Plattform geschaffen, in den Sonderheften aktuelle Schwerpunkte aufgegriffen und gesetzt, den Besprechungsteil gezielt als Organ der wissenschaftlichen Kritik genutzt und sich selbst immer wieder mit pointierten, gelegentlich polemisch gewürzten Beiträgen zu Wort gemeldet. Das bereits erwähnte Fischer-Lexikon und das in 2. Auflage in 14 Bänden erschienene Handbuch der empirischen Sozialforschung waren enzyklopädische Darstellungen des theoretischen, methodischen und empirischen Standes der Disziplin. Sie sollten nicht nur einen Abriß der Methode und der Forschungstechniken geben, sondern vor allem den weltweiten sozialen Wandel beschreiben, der sich seit Beginn dieses Jahrhunderts in den hochindustrialisierten Gesellschaften vollzogen hat, und untersuchen, inwieweit ältere Theorien vor den Ergebnissen der neueren empirischen Forschung standhielten. Mit diesen Publikationen hat *Rene König* im Dienste der Profession eine enorme, oft entsagungsreiche Arbeitsbelastung auf sich

genommen. Für sein Werk und seine Leistung erfuhr er national und international Anerkennung und Ehrungen und er war mehrfacher Ehrendoktor.

René König hat sich immer gegen das plumpe Stereotyp gewandt, die "Kölner Schule" sei der von ihm betriebene Import der amerikanischen empirischen Sozialforschung, die letzten Endes zu nichts anderem führe als theorieloser Fliegenbeinzählerei, spitzfindiger Methodenakrobatik und forschungstechnischem Leerlauf. Wo er solche Tendenzen spürte, hat er sie selbst schonungslos gegeißelt und verspottet. Professionelle Methodologen, "die immerfort stammeln 'Empirie, Empirie' und weder jemals ein Stück realer Forschung geleistet noch bewiesen haben, daß sie überhaupt imstande sind, 'Probleme zu sehen'" [18], waren ihm ebenso ein Greuel wie "Forschungstechnokraten", "die das Instrument behandeln, als sei es allgemein 'disponibel' ohne Rücksicht auf Gegenstand oder Umstände" [19]. Die Warnung an die "Jünglinge", richtige Soziologie zu machen und wirkliche Probleme zu behandeln, war auch für jeden von uns unüberhörbar. Seine Soziologie war das nicht und wäre das nie gewesen. Die Studie über die Navajo in Arizona, in der er mit Empathie und Distanz die Methode der teilnehmenden Beobachtung praktizierte, war "ein Exempel für Soziologie auf meine Art", wie er mir in der Widmung schrieb. Man braucht erst Bilder, bevor man Hypothesen formulieren kann, und vieles, was die Soziologie hinterher zu systematisieren sucht, wurde zuvor schon dichterisch geschaut. [20] Das war seine Heuristik.

René König hat nach eigenem Bekunden seine teils konservierende, teils restaurierende, vor allem aber kritische Aufgabe zunächst darin gesehen, die Kluft zwischen 1933 und 1945 zu überwinden. Die Melodien waren vor 1933 nicht durchgespielt, und er hat die Noten aufbewahrt. Er wollte aber die Soziologie in Deutschland wieder auf Weltformat zurückbringen, was sie schon seit ***Max Weber*** erreicht hatte. Das mußte im Vergleich und im Austausch mit den Leistungen anderer Länder geschehen. Weltläufig und vielsprachig, umfassend und international belesen hat er mit hohem Einsatz und mit seiner beeindruckenden Persönlichkeit diese selbstgestellte Aufgabe gemeistert. Wir haben ihm viel zu verdanken.

Was ihm aber am Herzen lag, war eine Soziologie in moralischer Absicht, im Dienst eines aktiven, kämpferischen und zugleich realistischen Humanismus, dem er sich verschrieben hatte und der implizierte, verantwortungsethisch und rational zu handeln, d.h. die konkreten Folgen zu bedenken und alle eschatologischen Heilsphantasmagorien über Bord zu werfen. So hielt er sich fern von dem unrealistischen Traum eines unbegrenzten Glücks für alle, aber er sah wohl "die Möglichkeit einer Begrenzung des mit diesem Leben nun einmal unausweichlich gegebenen Leidens, vor allem desjenigen, das Menschen von Menschen zugefügt wird. Alles andere" - so schrieb er einmal - "ist nicht in unserer Hand, aber das erstere sollten wir doch zu beherrschen lernen" [21].

---

18 ***René König***: Einige Bemerkungen über die Bedeutung der empirischen Forschung für die Soziologie, in: ders. (Hrsg.): Handbuch der empirischen Sozialforschung, Bd. 14. Stuttgart: Enke 1979 (2., völlig neubearbeitete Aufl.), S. 370.

19 Leben im Widerspruch, a.a.O., S.201.

20 Vgl. Leben im Widerspruch, a.a.O., S. 34.

21 ***René König:*** Soziologische Orientierungen. Vorträge und Aufsätze. Köln: Kiepenheuer & Witsch 1965, S.11.

Faktorenanalyse kategorialer Daten

23. Frühjahrsseminar des Zentralarchivs für Empirische Sozialforschung vom 21. Februar bis 11. März 1994

Das Frühjahrsseminar ist ein Fortbildungsangebot für Sozialwissenschaftler, die Kenntnisse in fortgeschrittenen Techniken der Datenanalyse erwerben und in der Anwendung an Daten erproben wollen. Gute Grundkenntnisse der Statistik, Erfahrungen im Umgang mit PCs unter dem Betriebssystem MS-DOS sowie Erfahrungen mit Analyseprogrammen wie SPSS werden vorausgesetzt; vorteilhaft sind Grundkenntnisse der Matrizenrechnung. Das Seminar besteht aus Vorlesungen und Übungen. In den Vorlesungen werden die Logik von Modellen und die darauf aufbauenden Analyseverfahren erläutert. In den Übungen sollen die Teilnehmer die in der Vorlesung dargestellten Verfahren praktisch anwenden. Während des Frühjahrsseminars besteht darüber hinaus Gelegenheit, die Funktionen und Service-Angebote der GESIS und speziell des Zentralarchivs kennenzulernen.

Thema des Frühjahrsseminars 1994 ist die Faktorenanalyse kategorialer Daten. Zu diesem Verfahren gehört auch die in den letzten Jahren immer häufiger verwendete Korrespondenzanalyse -, eine Methode, mittels derer es u.a. möglich ist, Zeilen und Spalten von Kontingenztabellen in einer Graphik abzubilden. Die "holländische Version" der Korrespondenzanalyse ist die Homogeneity Analysis. Prozeduren für diese Methode wurden von einer Arbeitsgruppe des Department of Data Theory (Leiden) als stand-alone Programme geschrieben und später an SPSS verkauft. SPSS faßte diese Prozeduren zusammen und bietet sie derzeit in dem Zusatzpaket CATEGORIES an. Dieses Paket wird in der ersten Woche eingesetzt. In der zweiten Woche verwenden wir das von Michael Greenacre geschriebene Programm SimCA, in der dritten Woche SPSS und CDAS.

Die unterschiedlichen Methoden der Faktorenanalyse mit kategorialen Daten werden in drei zum Teil aufeinander aufbauenden Wochenkursen vorgestellt:

Homogeneity Analysis

Correspondence Analysis

Correspondence Analysis and Contingency Table Models

Thema der ersten Woche des Frühjahrsseminars 1994 ist die Homogenitätsanalyse. Dieser Begriff steht nicht nur für ein Verfahren (der multiplen Korrespondenzanalyse, Prozedur HOMALS in CATEGORIES), sondern auch als gemeinsamer Name für eine Gruppe von explorativen Techniken von nichtlinearen multivariaten Analysen. Dabei wird ein Set von kategorialen Variablen als homogen bezeichnet, wenn sie alle das gleiche "Zentrum" haben, sie zu der gleichen Gruppe gehören. Der Verlust von Homogenität ist um so größer, je stärker die Summe der Abweichungen der optimal transformierten Variablen von deren gemeinsamen Zentrum ist.
Topics: *Introduction to the Gift-System, Homogeneity Analysis, Correspondence Analysis, Principal Components Analysis with Optimal Scaling, Analysis of Stability and Significance Testing, Discriminant Analysis, Optimal Scaling with Two and More Sets of Variables, Relations to Other Methods.*

In der zweiten Woche wird die Korrespondenzanalyse vorgestellt. Dieses Verfahren wurde in Frankreich entwickelt und in Deutschland insbesondere durch die sozialwissenschaftlichen Anwendungen von Pierre Bourdieu bekannt. Die Korrespondenzanalyse ist ein explorativ multivariates Verfahren zur Beschreibung von Kontingenztabellen. Zusätzlich zu der grafischen Darstellung der Zeilen und Spalten können mit Hilfe der numerischen Darstellung der Korrespondenzanalyse die Zeilen- und Spaltenmerkmale in einer ähnlichen Weise interpretiert werden wie Variablen in der Hauptkomponentenanalyse.
Topics: *Basic Concepts of Correspondence Analysis, Interpretation of CA Maps, Introduction to SimCA and SPSS ANACOR, Supplementary Points, Interpretation of Numerical Contributions, Biplot Interpretation, Analysis of Ratings and Preferences, Analysing Multi-Way Tables, Multiple and Joint CA, Cluster Analysis and CA.*

In der dritten Woche werden die modelltheoretischen Ansätze der Korrespondenzanalyse diskutiert. Während in der zweiten Woche die Korrespondenzanalyse als exploratorisches Verfahren behandelt wird, wird die Korrespondenzanalyse in der dritten Woche als nichtlineare Projektion von Daten in einen Parameterraum verstanden. Diese nichtlineare Projektion kann mittels Maximum Likelihood, kleinste Quadrate oder generalisierte kleinste Quadrate optimiert werden. Zusätzlich werden Verknüpfungen der Korrespondenzanalyse mit Techniken wie der loglinearen Analyse und der Latent Class Analysis vorgestellt.
Topics: *Correspondence Analysis, Maximum Likelihood Correspondence Analysis, Loglinear Analysis, CA for the Analysis of Residuals, Generalized CA, RC Association Models, Latent Class Analysis, Multiple Correspondence Analysis, Latent Class Analysis of Two-way Tables*

Das Frühjahrsseminar kann wahlweise ganz oder für eine oder zwei Wochen besucht werden. Werden nicht alle drei Wochen besucht, so ist zu beachten, daß für die dritte Woche

gute Grundkenntnisse der Korrespondenzanalyse sowie der Homogenitätsanalyse vorausgesetzt werden. Die Vorlesungen werden in allen drei Wochen in *englischer* Sprache gehalten.

Die Dozenten der Vorlesungen sind:

Prof. Dr. Willem Heiser und Prof. Dr. Jacqueline Meulman, Universität Leiden
Homogeneity Analysis
21. -25. Februar **1994**

Prof. Dr. Michael Greenacre, Universität von Südafrika
Correspondence Analysis
28. Februar - 04. März 1994

Prof. Dr. Peter van der Heijden, Universität Utrecht
Correspondence Analysis and Contingency Table Models
07.- 11. März 1994

Zusätzlich zu den Vorlesungen werden Informationen über die Dienstleistungen des Zentralarchivs angeboten. Die praktische Umsetzung des Lehrstoffs erfolgt in Arbeitsgruppen, die von den Zentralarchiv-Mitarbeitern ***Jörg Blasius*** und ***Harald Rohlinger*** geleitet werden. Datenbasis der Übungen sind Daten aus der *Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS).* Die praktischen Übungen erfolgen am PC.
Für die Teilnahme am Frühjahrsseminar wird eine Gebühr von 300.- DM erhoben. Der Besuch von Teilen des Seminars ist möglich. Der Kostenbeitrag beträgt in diesem Fall 100,- DM pro Woche. Für Studierende und arbeitslose Sozialwissenschaftler ermäßigt sich die Gebühr gegen Vorlage einer entsprechenden Bescheinigung um die Hälfte. Fahrt- und Aufenthaltskosten sind von den Teilnehmern zu tragen.

Benutzen Sie für Ihre Anmeldung bitte das Formular auf den folgenden Seiten und senden Sie es bis **spätestens 28. Januar 1994** an das Zentralarchiv zurück. Da die Teilnehmerzahl auf etwa 40 Personen pro Woche begrenzt ist, wird eine möglichst umgehende Anmeldung empfohlen.

Bitte abtrennen!

An
Zentralarchiv
für Empirische Sozialforschung
Universität zu Köln
Bachemer Str. 40
50931 Köln

Postfach 410 960
50869 Köln

Anmeldung zum Frühjahrsseminar 1994

Name _____

Anschrift _____

_____

_____

Telefon _____

Telefax _____

Besuchte Universität _____

Studienabschluß _____

Derzeitige Tätigkeit _____

_____

Institution _____

_____

Aufgabenbereich _____ ❒ Lehre ❒ Forschung

Mit welchen Datenanalyseprogrammen und Programmpaketen sind Sie näher vertraut?

Für Lehrende:
Welche Veranstaltungen haben Sie in den letzten Jahren durchgeführt (Inhalt, Typ)?

Teilnahme ...
(bitte Zutreffendes ankreuzen)

❒ **am gesamten Frühjahrsseminar vom 21.2. bis 11.3.1994**

Nur an Teilen des Frühjahrsseminars

❒ **Willem Heiser/Jacqueline Meulman: Homogeneity Analysis (21.-25.2.94)**

❒ **Michael Greenacre: Correspondence Analysis (28.2.-4.3.94)**

❒ **Peter van der Heijden: Correspondence Analysis and Contingency Table Models (7.3.-11.3.94)**

Anmeldeschluß: 28. Januar 1994

Datum _____ Unterschrift _____